

한국의 출산장려정책은 실패했는가?: 2000년~2016년 출산율 변화요인 분해*

이 철 희**

논문 초록

합계출산율 변화를 분해한 결과는 정부의 출산장려정책이 본격적으로 시행된 2005년 이후 10여 년 동안 유배우 출산율이 가파르게 증가했음을 보여준다. 이와 같은 유배우 출산율의 증가는 여성인구 유배우 비율의 급격한 감소에 의해 상쇄되었다. 시군구별 데이터를 이용한 패널고정효과모형 분석결과는 출산장려금, 아동인구 대비 보육시설의 수 등 출산장려정책과 관련된 변수들이 유배우 출산율에는 유의하게 긍정적인 영향을 미친 반면 무배우 혼인율에는 반대의 효과를 미쳤음을 보인다. 이상의 결과는 지난 10여 년 동안의 출산장려정책이 완전히 실패했다는 일반적인 견해에 대해 의문을 제기한다. 기존 대책이 초점을 맞추었던 유배우 출산율은 크게 증가하여 합계출산율이 증가하거나 적어도 더 떨어지지 않게 하는데 공헌하였다. 만약 유배우 출산율이 전혀 증가하지 않았다면 유배우 여성 비율의 급격한 하락 때문에 2016년의 합계출산율은 0.73까지 떨어졌을 것으로 추정된다.

핵심 주제어: 저출산, 출산장려정책, 합계출산율, 유배우 비율, 유배우 출산율

경제학문헌목록 주제분류: J1, N3

투고 일자: 2018. 3. 22. 심사 및 수정 일자: 2018. 5. 28. 게재 확정 일자: 2018. 7. 6.

* 이 논문은 한국보건사회연구원 연구보고서로 제출된 이상엽·이철희·홍석철(2016) 제2장의 일부를 2011년~2015년 교육수준별·시군구별 자료와 2015년~2016년 전국수준 자료를 추가하여 다시 수행한 실증분석 결과를 토대로 대폭 수정한 것임을 밝혀둔다. 유익한 논평을 주신 두 분의 익명의 심사자들, 자료수집과 변수생성을 도와준 서울대학교 박사과정 유근식 씨에게 사의를 표한다. 추가적인 연구에 대해 제공된 서울대학교 경제연구소 분배정의연구센터의 지원에도 감사한다.

** 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: chullee@snu.ac.kr

I. 머리말

2017년 출산율이 역대 최저치인 1.05를 기록하면서 저출산 문제의 심각성이 강하게 부각되고 있다. 신생아 수가 36만 아래로 감소한 것은 통계청 중위추계가 예상한 것보다 무려 18년 앞선 것이고 가장 비관적인 저위추계 전망보다도 3년이나 빠른 것이다.¹⁾ 지난 2000년대 중반 이후 출산율 정체와 최근 신생아 수의 가파른 감소는 지난 10여 년 동안 추진된 정부의 저출산 대책에 대한 회의와 비난으로 이어지고 있다. 주지하듯이 2000년대 중반 이후 정부차원의 종합적인 저출산 대책이 수립되어 막대한 재원이 투입되었지만(보사연, 2006; 관계부처합동, 2010) 출산율은 2005년의 최저치(1.08) 아래로 떨어졌다. 2016년 마련된 제3차 기본계획은 보육지원과 같이 결혼한 가정의 출산 장려에 초점을 맞추었던 기존의 정책의 한계를 인식하고 초혼연령을 앞당기는데 주안점을 둔 정책으로 전환하는 새로운 저출산 대책을 발표하기도 했다(관계부처합동, 2015). 2017년 출범한 새 정부는 저출산·고령화사회 위원회의 위상과 기능을 강화하고 최근에는 제3차 기본계획을 재구조화하는 작업을 진행하고 있다.

지난 10년 동안의 출산장려 정책을 올바르게 평가하고 앞으로 적절한 정책방향을 설정하기 위해서는 왜 2005년 이후 출산율이 오르지 못했는지 정확하게 이해할 필요가 있다. 기존의 저출산 대책이 효과적이지 못했다고 평가하는 가장 중요한 근거는 지난 10여 년 동안 합계출산율이 증가하지 않았다는 사실이다. 그렇지만 특정한 출산장려정책의 효과를 평가하기 위해서는 실제의 합계출산율 변화를 관찰하는 것만으로는 충분하지 않다. 합계출산율은 다양한 사회경제적·정책적 요인에 의해 영향을 받을 수 있기 때문에 특정한 정책의 효과가 긍정적이었다 하더라도 다른 요인에 의해 상쇄될 수 있다. 따라서 실제로 추진된 저출산 대응정책에 대한 좁은 의미의 평가를 위해서는 그 정책이 없었을 경우 출산율이 어떻게 변했을 지를 추정하는 작업이 필요하다.

우리나라의 여건을 고려하건대 이 문제와 관련하여 기본적으로 필요한 작업은 결혼의 변화와 결혼한 부부의 출산 변화를 나누어 관찰하고 분석하는 것이다. 주지하듯이 우리나라에서는 대부분의 신생아가 결혼한 여성에게서 태어난다. 따라서 한국

1) 2016년 통계청 장래인구추계의 중위추계는 출생아 수가 2035년까지 362,000명으로 감소하는 것으로 전망하였고, 저위추계는 2020년까지 36만으로 감소할 것으로 예측하였다.

의 합계출산율은 유배우 여성의 출산율(이하 유배우 출산율)과 함께 여성인구 가운데 유배우 여성이 차지하는 비율(이하 유배우 여성 비율)에 의해 결정된다. 그런데 지난 10여 년 동안의 저출산 대책은 출산장려금의 지급이나 영유아 보육지원과 같이 결혼한 부부로 하여금 출산의 유인을 갖도록 하는 데 초점을 맞추었다.²⁾ 따라서 이 정책의 성공여부를 판단하기 위해서는 유배우 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화를 분리해서 분석할 필요가 있다.

이 연구는 이와 같은 문제의식을 가지고 다음의 작업을 수행한다. 첫째, 2000년~2016년 연령별 유배우 여성 비율과 유배우 출산율을 추정하고 각각의 요인이 이 기간 동안의 합계출산율 변화에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석한다. 이 작업을 통해 지난 10여 년 동안 추진된 정책의 주된 목표였던 유배우 출산율이 어떻게 변화했는지, 이 변화가 전반적인 합계출산율에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴볼 것이다. 둘째, 시군구별로 유배우 출산율과 무배우 여성의 혼인율을 추정하고, 이 데이터를 이용하여 패널고정효과모형을 추정함으로써 여러 정책적 요인들이 유배우 출산율과 무배우 혼인율이 미친 영향을 분석한다. 이 분석결과를 토대로 유배우 출산율의 변화가 실제로 저출산 대책의 효과에 의해 초래되었는지를 논의한다. 마지막으로 이 결과들을 종합함으로써 2000년대 중반 이후의 출산율 정체에 대한 원인을 밝히고 이 시기 저출산 대책에 대한 평가를 내리고자 한다.

II. 선행연구 검토

출산, 보육, 양육지원 정책이 출산에 미친 효과에 관해서는 여러 국가에 대해 다양한 실증연구결과들이 축적되어 있다. 예컨대 캐나다 퀘벡 주에 도입된 출산장려금(Allowance for Newborn Children)은 출산확률을 평균적으로 12% 높였고 지원을 가장 많이 받은 가족(출생아가 셋째 이상인 가족)의 출산율을 25%까지 증가시켰던 것으로 분석되었다(Milligan, 2005). Mörk et al. (2009)의 연구는 자녀 양육비용을 평균 106,000크로나 감소시킨 2001년 스웨덴 정부의 정책이 여성 1000명당 출생아 수를 3명~5명 증가시켰음을 밝혔다. Gonzalez (2013)의 연구에 따르면 2007년 스페인에 도입된 아동수당이 출산율을 유의하게 증가시켰고 이는 부분적으로 낙태의 감

2) 2016년 저출산 대책에 편성된 약 21조의 정부예산 가운데 약 16조가 육아 및 보육과 관련된 항목으로 구성되어 있다.

소에 기인한 것이었다. OECD 국가별 시계열 자료를 분석한 Gauthier and Hatzius (1997)의 연구는 가족수당으로 지급된 현금보조가 작지만 통계적으로 유의하게 출산율을 높였다는 결과를 제시하였다. 호주의 경우에도 자녀수당(Baby Bonus) 지급이 출산율에 대해 작지만 긍정적인 효과를 미쳤다는 결과가 보고된 바 있다(Drago et al., 2011).

광범위한 정책수단에 기초한 종합적인 가족정책의 효과를 추정한 연구결과들도 제시되어 있다. Björklund (2006)의 연구는 1960년대 초부터 1980년까지 스웨덴의 가족정책 확대가 완결출산율을 높이는 효과를 가져왔음을 보여주었다. 16개 유럽 국가의 자료에 기초한 Kalwij (2010)의 분석결과는 출산휴가와 관련된 수당의 증가에 의해 아이가 없는 36-40세 가구의 수가 감소했으며, 자녀보조금의 지급으로 인해 완결출산율이 높아졌다는 결과를 제시해준다. 1980년-1999년 16개 OECD 국가의 자료를 분석한 D'Addio and Mira d'Ercole (2005)의 연구는 자녀를 가진 가구에 지급되는 공공이전지출(세금과 복지수당)이 낮을수록 출산율을 낮아진다는 결과를 보고하였다.

국내의 개별적인 출산장려정책들이 미친 효과에 대한 실증분석결과도 제시되어 있다. 이삼식·최효진·정혜은(2010)의 연구는 육아서비스 이용률이 시간에 따른 출산율 변화에는 강하게 상관되어 있지만 시군구 간 출산율의 차이는 설명하지 못한다는 결과를 제시하였다. 홍정립(2013)의 연구는 보육비 지원이 추가 출산 의향에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 얻었다. 홍석철(2016)은 광역 시도별 자료를 이용한 패널고정효과 모형과 GMM 모형을 추정하여 우리나라의 영유아 보육료 지원정책과 양육수당 지원확대가 출산율 개선에 긍정적인 영향을 미쳤음을 제시하였다. 그리고 지원의 효과는 첫째 아이보다는 둘째 이상 아이의 출산에 더 강하게 나타났다는 것을 밝혔다. 반면 〈보육실태조사〉를 이용한 몇 개의 연구들은 보육료 지원정책이 추가 출산의사나 다자녀 출산의사에 긍정적인 영향을 미치지 못했다는 결과를 얻었다(김정호·홍석철, 2013; 서민희·이혜민, 2014). 박창우·송헌재(2014)의 연구는 2005-2010년 시군구별 자료를 이용한 패널고정효과모형 추정을 통해 지방자치단체의 출산장려금이 합계출산율을 높이는 효과가 있었음을 발견하였고, 그 효과는 주로 첫째와 둘째 자녀 출산에서 나타났음을 보고하였다.

이 연구는 선행연구들을 다음과 같은 점에서 개선·보완한다. 첫째, 합계출산율을 결정하는 두 가지 주된 요인인 유배우 출산율과 무배우 혼인율을 추정하여 별도

로 분석하였다. 지역별 마이크로자료를 이용하여 출산장려정책의 효과를 분석한 선행연구들은 주로 조출생율(crude birth rate) 혹은 가임기 여성인구 대비 출산 수 등을 성과지표로 이용하였다. 그런데 이 변수들은 유배우 비율과 유배우 출산율 등 두 가지 상이한 요인에 의해 결정되기 때문에, 이들을 이용한 결과를 가지고 출산의 결정요인과 그 영향의 경로를 정확하게 밝히기는 어렵다. 예컨대 유배우 비율이 낮은 지역은 유배우 출산율이 높다고 하더라도 합계출산율이 낮게 나타날 것이다. 따라서 어떤 요인이 유배우 출산율에 강한 영향을 미치더라도 합계출산율에 대한 영향은 유의하지 않게 추정될 수 있다. 여기에서는 전국 및 시군구별 유배우 출산율과 무배우 혼인율을 분석에 이용하기 때문에 기존 연구들이 가진 문제점을 완화할 수 있다.

둘째, 개별 프로그램의 효과에 대한 분석을 넘어서서 전반적인 정부정책의 종합적인 효과에 대해 구체적인 실증적 증거를 제시한 연구는 많지 않은 것으로 보인다. 정부의 출산장려정책이 실패했다는 주장의 주된 근거는 2005년 이후 합계출산율이 그리 높아지지 않았다는 것이다. 이 연구는 2000년 이후의 합계출산율 변화를 연령별 유배우 출산율과 유배우 비율의 변화로 분해하고 각 요인이 변화하지 않았을 경우의 가상의 합계출산율 변화를 추정함으로써 정부의 출산장려정책을 전반적으로 평가하는데 유용한 새로운 증거를 제시한다. 이철희(2012)는 1991년~2009년 자료(교육수준별 자료는 1991년~2005년)를 이용하여 합계출산율의 변화를 연령별 유배우 출산율과 유배우 비율의 변화로 분해하는 분석을 수행한 바 있다. 이 연구는 2005년 이후 정책효과를 판단하기 위해 2000년 이후 기간에 초점을 맞추고, 최근 기간(전국자료는 2010년~2016년, 교육수준 및 시군구별 자료는 2010~2015년)을 분석에 추가하였으며, 유배우 출산율 및 무배우 혼인율 결정요인에 관한 시군구별 패널고정효과모형을 추정했다는 점에서 선행연구와는 차별화된다.

III. 자 료

1. 혼인상태별 출산율과 혼인율 자료

결혼과 출산에 대한 적절한 분석을 수행하기 위해서는 전체 여성이 아닌 혼인상태에 따라 구분한 여성들의 혼인율과 출산율 자료를 필요로 한다. 이러한 자료를

구축하기 위해 다음의 두 가지 종류의 데이터를 결합하는 작업을 하였다. 첫째, 출산, 혼인, 이혼 등 인구변동의 요인이 되는 특정한 사건을 경험한 개인 혹은 가구를 모집단으로 하는 인구동태조사를 이용하여 출산율과 혼인율의 분자에 해당하는 여성의 특성별 출산 수와 혼인 건수를 계산하였다. 둘째, 전 국민을 모집단으로 하는 인구자료(추계인구, 인구센서스, 주민등록자료 등)를 이용하여 출산율과 혼인율의 분모에 해당하는 인구특성별 여성인구를 추계하였다.

그리고 출산율과 혼인율의 분자와 분모는 여성인구의 사회경제적 특성 및 지역을 매개로 하여 연결하였다. 예컨대 2005년 25-29세 대졸 유배우 여성의 출산율은 2005년 인구동태조사 원시자료에서 계산한 25-29세의 대졸 유배우 여성에게서 태어난 출생수를 같은 연도 통계청 추계인구 및 주민등록인구에서 계산한 동일한 인구특성을 가진 여성의 연앙인구(mid-year population)로 나누어 계산하였다. 마찬가지로 2005년 25-29세 대졸 무배우 여성의 혼인율은 2005년 인구동태조사 원시자료에서 계산한 25-29세 대졸 무배우 여성의 혼인건수를 같은 연도 통계청 추계인구 및 주민등록인구에서 계산한 동일한 인구특성을 가진 여성의 연앙인구로 나누어 계산하였다.

분모로 이용된 인구자료의 출처는 분석의 대상이 되는 변수와 인구특성에 따라 상이하다. 성별, 연령별, 혼인상태별 전국자료의 경우 통계청에서 제공하는 추계인구 집계자료를 이용하였다. 성별, 연령별, 혼인상태별, 교육수준별 전국자료의 경우 통계청에서 추계인구를 제공하지 않기 때문에 2000년부터 2015년까지의 인구주택센서스 원시자료 표본을 이용하여 각 센서스 연도에 대해 성별, 연령별, 혼인상태별 인구의 교육수준별 분포를 계산한 다음 이것을 추계인구에서 얻은 성별, 연령별, 혼인상태별 인구에 적용하여 계산하였다. 센서스 연도가 아닌 연도의 모수는 선형보간(linear interpolation) 기법을 이용하여 추정하였다. 이러한 이유 때문에 교육수준별 분석은 최근의 인구센서스가 조사된 이후인 2016년을 제외하고 2000년-2015년 기간으로 제한되었다.

시군구별 자료의 경우 추계인구가 제공되지 않기 때문에 주민등록인구통계 자료를 이용하였다. 주민등록인구통계의 경우에도 각 성별, 연령별 인구에 대해 교육수준과 혼인상태를 동시에 구분한 인구수를 제공해주지 않는다. 따라서 전국자료의 경우와 마찬가지로 센서스 원시자료에서 계산한 교육수준 분포를 적용하여 센서스 연도의 해당 인구수를 계산하고 선형보간법을 이용하여 나머지 연도의 해당 인구수

를 계산하였다. 각 시군구별로 연령별, 혼인상태별 인구를 계산하기 위해서는 시군구 코드를 제공하는 마이크로 센서스 자료가 필요하다. 따라서 시군구 단위 분석도 최근 센서스 조사 이후인 2016년을 제외하고 2015년까지의 기간으로 제한하였다.

인구동태자료의 학력분류는 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 대학이상 등으로 구분되어 있으며 재학, 중퇴, 졸업의 구분은 제시되어 있지 않다. 이 연구에서는 학력을 대학교육 미만(저학력)과 대학교육 이상(고학력) 등 두 범주로 나누었다. 원칙적으로 대학 재학생이나 중퇴자는 고등학교 졸업으로 분류되어야 하지만 이철희(2012)의 상세한 분석결과에 따르면 대학 재학생이나 중퇴자가 자신의 학력을 “고등학교”보다는 “대학”이라고 보고하는 것으로 보인다. 따라서 “대학이상”은 2년제 및 4년제 대학 재학생, 중퇴자, 졸업생 모두를 포함하는 범주로 볼 수 있다.

2. 시군구별 유배우 출산율 및 무배우 혼인율 상관요인 변수

출산율과 혼인율에 영향을 미칠 수 있는 지역별 특성을 보여주는 요인으로 보육여건, 주거비용, 지역의 경제여건, 출산장려정책 등을 고려하였다. 실제로 분석에 이용된 변수는 시군구별로 가용한 데이터에 의해 크게 제약될 수밖에 없었다. 보육여건을 나타내는 자료로는 유아(0-4세) 1000명당 보육시설수를 이용하였다. 보육시설 수는 2003-2008년 기간에 대해서는 각 시도통계연보를, 2009년 이후에 대해서는 보건복지부의 보육통계를 활용하였다.³⁾ 다음으로 지역의 경제여건을 분석모형에 고려하기 위해 지방세 자료를 이용하였는데, 이 자료는 행정자치부에서 매년 제공하는 시군구별 지방세통계를 이용하였다. 출산장려정책을 대리하는 변수로는 지자체별 사회복지예산 자료와 출산장려금 자료를 활용하였다. 사회복지예산은 행정자치부의 재방재정연감으로부터 자료를 구하였으며, 출산장려금의 경우 보건복지부의 자료를 활용하였다. 주택가격을 나타내는 변수로는 한국감정원의 전국주택가격 동향조사에서 공표하는 주택 매매가격 종합지수를 활용하였다.

3) <http://info.childcare.go.kr/info/oais/openapi/OpenApiInfoSl.jsp>

IV. 합계출산율 변화의 분해 방법

연령별 합계출산율의 변화를 유배우 여성 비율의 변화와 유배우 출산율의 변화로 분해하는 방법은 이철희(2012)에 설명되어 있다.⁴⁾ 논문의 완결성을 위해 이를 다시 소개하면 다음과 같다. 합계출산율은 가임기(15세-49세)에 있는 각 세 여성 1인당 출생아 수를 가임기 연령 전체에 대해 합산하여 계산되는데, 각 세 여성 1인당 출생아 수는 유배우 여성 출생아 수와 무배우 여성 출생아 수의 가중평균으로 나타낼 수 있다. 따라서 특정한 연도(t)의 합계출산율은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} TFR_t &= \sum_{a=15}^{49} \left[\left(\frac{M_t^a}{P_t^a} \right) \left(\frac{B_{M,t}^a}{M_t^a} \right) + \left(1 - \frac{M_t^a}{P_t^a} \right) \left(\frac{B_{N,t}^a}{P_t^a - M_t^a} \right) \right] \\ &= \sum_{a=15}^{49} (m_t^a f_{m,t}^a + (1 - m_t^a) f_{n,t}^a) \end{aligned} \quad (1)$$

여기에서 각 부호와 첨자가 의미하는 바는 다음과 같다. t : 연도, a : 연령, TFR : 합계출산율, P : 여성인구, M : 유배우 여성인구, B_M : 유배우 여성 출산아 수, B_N : 무배우 여성 출산아 수, m : 유배우 여성인구 비율, f_m : 유배우 출산율, f_n : 무배우 출산율.

위의 식은 합계출산율의 변화가 각 연령의 유배우 여성인구 비율(m), 각 연령 유배우 출산율(f_m), 각 연령 무배우 출산율(f_n)의 변화에 의해 결정된다는 것을 보여준다. 따라서 기초적인 분석의 출발점은 이 각각의 요인들이 합계출산율의 변화를 얼마나 설명하는지를 밝히는 것이다.

합계출산율 변화의 분해는 특정한 요인이 기준 시점으로부터 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율 변화와 실제의 합계출산율 변화를 비교함으로써 수행할 수 있다. 예컨대 전체 가임연령의 유배우 여성 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과는 다음과 같이 분석할 수 있다. 편의상 기준 시점을 $t=0$ 로, 비교 시점을 $t=T$ 라고 하자. T 기의 실제 합계출산율을 다음과 같이 계산된다.

4) 이 장의 내용은 기본적으로 이철희(2012) 4장에 기초하고 있으며 다만 유배우 여성 비율 변화의 효과를 예로 든 것을 이 연구의 초점인 유배우 출산율 변화의 효과로 대체하였다.

$$TFR_T = \sum_{a=15}^{49} (m_T^a f_{m,T}^a + (1 - m_T^a) f_{n,T}^a) \quad (2)$$

그리고 기준 시점($t=0$)의 유배우 출산율($f_{m,0}^a$)이 T 기까지 변화하지 않고 유지되었을 경우의 가상의 합계출산율은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$TFR_T(f) = \sum_{a=15}^{49} (m_T^a f_{m,0}^a + (1 - m_T^a) f_{n,T}^a) \quad (3)$$

유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 기여한 몫은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$\Delta TFR(f) = TFR_T - TFR_T(f) \quad (4)$$

그리고 유배우 출산율 변화가 합계출산율 변화의 몇 퍼센트를 설명하는지는 다음과 같은 수식에 의해 계산될 수 있다.

$$\Delta TFR(f_0) / \Delta TFR = [TFR_T - TFR_T(f_0)] \times 100 / [TFR_T - TFR_0] \quad (5)$$

이와 같은 분해는 전체 가임연령 여성의 유배우 출산율에 대해서뿐만 아니라 특정 연령 유배우 출산율 변화에 대해서도 같은 방법으로 수행할 수 있다. 예컨대 25-29세 여성 유배우 출산율 변화가 가져온 효과를 분석하기 위해서는 기준 시점($t=0$) 25-29세 인구 유배우 출산율($f_{m,0}^{25-29}$)이 T 기까지 변화하지 않았을 경우의 가상의 합계출산율($TFR_T(f_{m,0}^{25-29})$)을 계산하고, 이 계산 결과를 이용하여 해당 연령 유배우 출산율의 변화가 합계출산율 변화에 미친 효과의 크기($\Delta TFR_T(f_{m,0}^{25-29})$, $\Delta TFR_T(f_{m,0}^{25-29}) / \Delta TFR$ 등)를 계산하면 된다. 이러한 방법은 유배우 여성비율 변화가 합계출산율 변화에 기여한 정도를 분석하는데도 동일하게 적용된다.

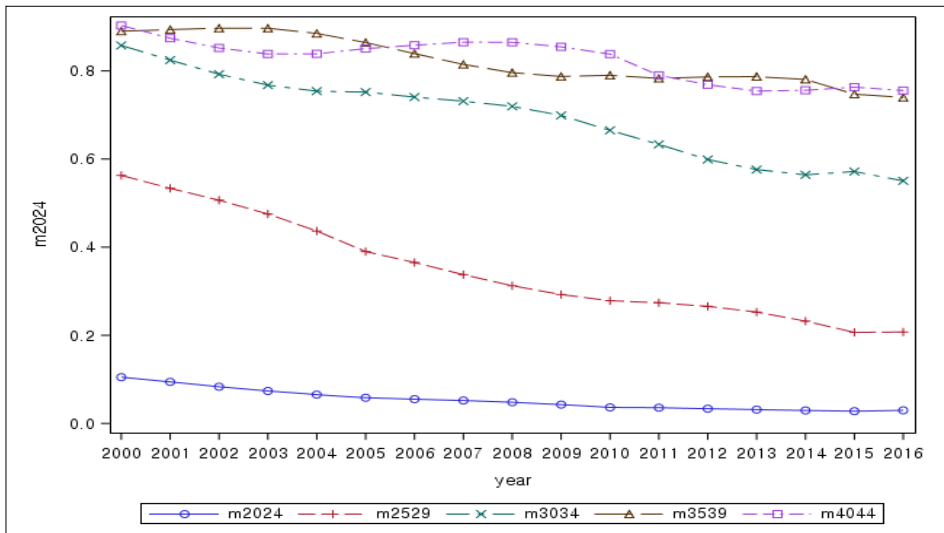
V. 전체 여성 합계출산율 변화 요인 분석결과

1. 합계출산율 분해요인의 변화

앞 장에서 소개한 분해식이 보여주는 것처럼 특정 시점의 합계출산율을 결정하는 주된 요인은 연령별 유배우 여성의 비율, 연령별 유배우 출산율, 연령별 무배우 출산율 등이다. 그런데 우리나라는 혼외출산을 어렵게 만드는 사회적·문화적 여건으로 말미암아 무배우 출산율이 매우 낮은 수준에 머물러있다. 따라서 근래의 합계출산율의 변화 요인을 분석하기 위해서는 연령별 유배우 여성 비율과 연령별 유배우 출산율의 변화 효과를 보는 것이 더욱 중요할 것으로 판단된다.

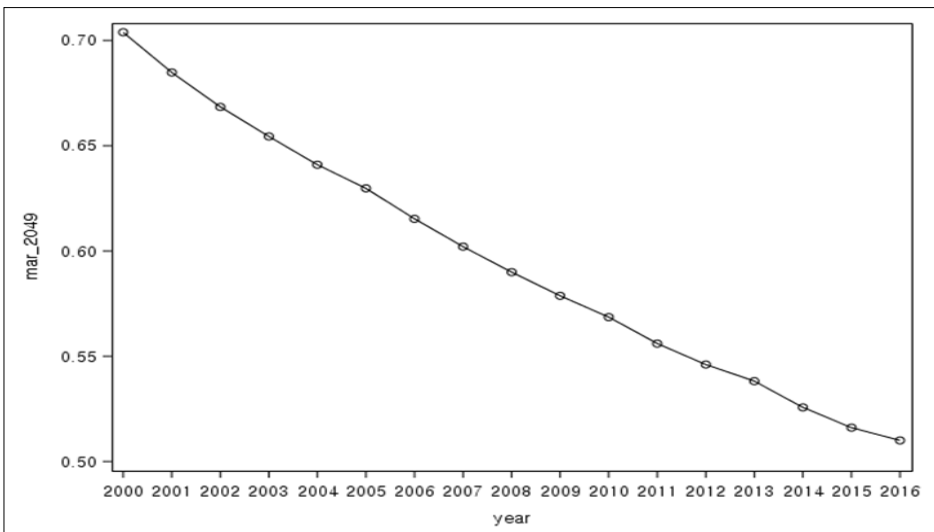
선행연구(이철희, 2012)는 전체여성에 대해서는 1991년~2009년 데이터, 교육수준별로는 1991년~2005년 데이터를 이용하여 합계출산율의 변화 요인을 분해한 바 있다. 이 장의 나머지 부분에서는 최근의 데이터(전체여성은 2010년부터 2016년, 학력별로는 2006년부터 2015년까지의 데이터)를 추가하고, 분석기간을 2000년 이후로 재설정하여 선행연구의 분석을 다시 수행한 결과를 보고하고자 한다. 특히 정부의 출산장려정책이 본격적으로 수행되었던 2005년 이후의 기간과 그 이전 기간 간의 차이를 분석하는 데 초점을 맞출 것이다.

〈Figure 1〉 Fraction of Married Women by Age, 2000-2016



〈Figure 1〉은 2000년 이후 연령별 유배우 여성 비율 변화를 보여준다. 예컨대 M2024는 20-24세 여성의 유배우 비율을 나타낸다. 그림에 나타난 결과는 모든 가임연령에 대해 유배우 여성 비율이 감소하는 추세를 보여준다. 2000년대 초까지 이미 매우 낮은 수준으로 떨어진 25세 미만 여성의 유배우 비율은 2005년 이후 정체하고 있는 반면 20대 후반과 30대 초반 여성의 유배우 비율은 근래 16년 동안에도 꾸준히 감소하였다. 2000년에는 거의 90%에 가까웠던 30대 후반 여성들의 유배우 비율도 지속적으로 감소하여 2016년에는 74%까지 떨어졌다.

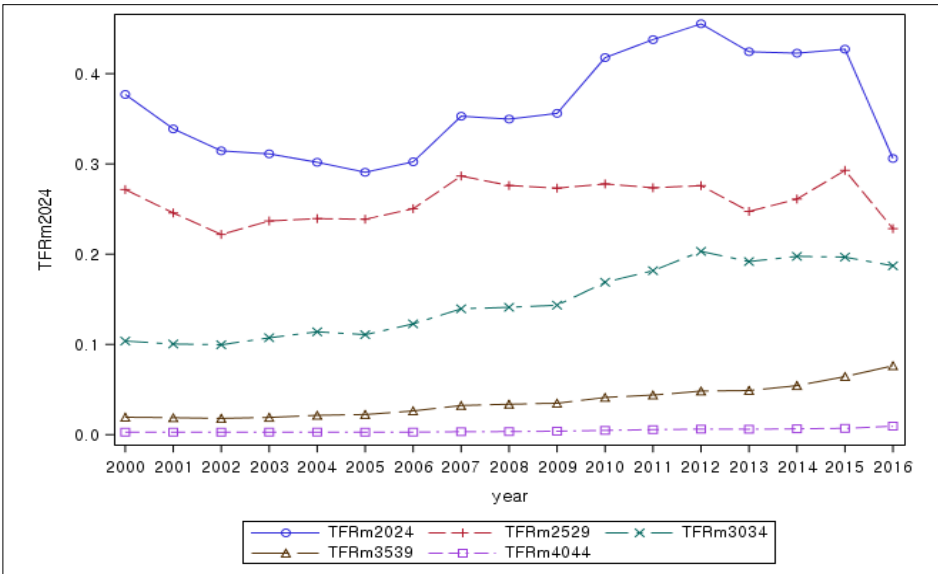
〈Figure 2〉 Fraction of Married Women aged 20 to 49, 2000-2016



〈그림 2〉는 전체 가임연령 여성들의 유배우 비율을 종합적인 보여주기 위하여 계산한 “유배우 비율 지표”를 보여준다. 이는 각 연령별 유배우 비율을 모두 더한 뒤 연령집단의 수로 나누어 계산한 것이다. 예컨대 20-49세 여성 유배우 비율의 지표(그림에는 mar_2049로 표시되어 있음)는 해당 연령 각 5세 구간의 유배우 비율을 모두 더한 뒤 연령집단의 수인 6으로 나누어 얻을 수 있다. 한 개인의 입장에서 이 지표는 20세 이후 49세까지 기간 동안 유배우 상태로 남아 있을 것으로 기대되는 기간의 비율을 보여준다. 그림에 나타난 결과는 매우 가파른 유배우 여성 비율의 감소를 보여준다. 2000년의 20세 여성은 49세까지의 기간 동안 70% 이상의 기간을 혼인상태에서 보낼 것으로 기대할 수 있었으나 2016년에는 그 비율이 51%로 감

소하였다. 유배우 비율은 2000년~2016년 전체 기간 동안 거의 일정한 속도로 감소하는 추세를 보인다.⁵⁾

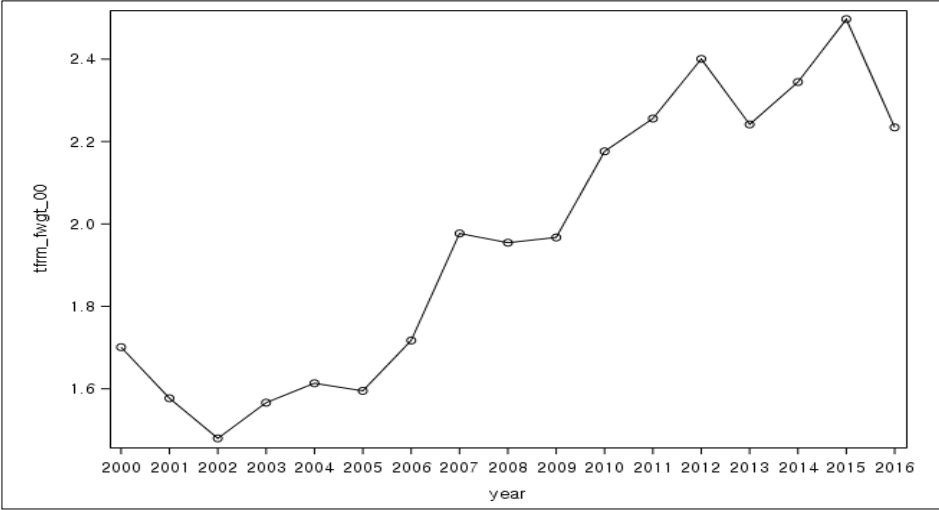
〈Figure 3〉 Fertility Rate of Married Women by Age



〈Figure 3〉은 연령별 유배우 출산율의 변화를 보여준다. 예컨대 TFRm2529는 25~29세 유배우 여성의 출산율을 나타낸다. 20대 유배우 여성들의 출산율은 상당한 정도의 단기적인 변동성을 보이지만 전반적으로 보아 유배우 출산율의 하락추세를 발견하기는 어렵다. 오히려 30대 초반 이후 유배우 여성의 출산율은 장기적으로 상승하는 추세를 보여준다. 단기적으로는 연령별 유배우 출산율의 차이가 차이를 보인다. 20대 후반 여성의 유배우 출산율은 2002년부터 2007년까지 증가세를 보이다가 이후 정체 내지 감소하는 추세를 보인다. 2015년과 2016년 사이 20대 여성의 출산율은 큰 폭으로 감소하였다. 30대 초반 여성의 유배우 출산율은 2000년부터 2012년까지 빠르게 증가하다가 이후 안정적으로 유지되었다. 30대 후반 여성의 유배우 출산율은 2000년 이후 꾸준히 증가하는 추이를 나타낸다.

5) 유배우 여성 비율은 1991년부터 꾸준히 감소해오고 있으나 2000년 이후 그 감소속도가 빨라지고 있다(이철희, 2012).

〈Figure 4〉 Counterfactual Total Fertility Rate of Married Women, assuming
Constant Age-specific Marriage Probability from 2000



보다 종합적인 유배우 출산율의 추이를 확인하기 위해 〈Figure 4〉에 2000년의 무배우 여성의 연령별 혼인확률(hazard rate of marriage)이 변화하지 않았을 경우, 궁극적으로 혼인하는 여성이 가질 것으로 기대되는 자녀의 수를 추정한 결과를 제시하였다. 이를 이하에서는 유배우 합계출산율(Marital Total Fertility Rate: MTFR)이라고 부르기로 한다. 이는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 MTFR_t = & \theta^{15} \sum_{a=15}^{49} \left(\frac{B_t^a}{M_t^a} \right) + \theta^{16} \sum_{16}^{49} \left(\frac{B_t^a}{M_t^a} \right) + \dots \\
 & + \theta^{48} \sum_{a=48}^{49} \left(\frac{B_t^a}{P_t^a} \right) + \theta^{49} \left(\frac{B_t^{49}}{P_t^{49}} \right)
 \end{aligned} \tag{6}$$

이 식에서 θ^a 는 궁극적으로 혼인하는 여성들 가운데 a 세에 결혼하는 여성의 비율을 나타낸다. 따라서 이를 가임연령 전체에 대해 합하면 1이 된다($\sum_{a=15}^{49} \theta^a = 1$). 여기서 이 비율은 2000년의 연령별 유배우 여성 비율을 이용하여 계산하였고, 이 비율이 2016년까지 변화하지 않았다고 가정하였다.⁶⁾ 그리고 이 고정된 연령별 혼인확

6) 2000년의 연령별 혼인확률 대신 다른 연도의 연령별 혼인확률을 이용하는 경우 유배우 합계

률과 각 연도의 유배우 출산율을 식 (6)에 적용하여 이 지표를 계산하였다. 실제의 계산에서는 5세 단위의 혼인확률과 유배우 출산율을 이용하였다.

〈Figure 4〉에 제시된 계산의 결과는 2002년~2016년 기간 동안 유배우 합계출산율이 장기적으로 증가했다는 것을 보여준다. 이러한 추세는 세 개의 기간으로 나누어서 살펴볼 수 있다. 2000년~2005년 사이에는 유배우 합계출산율이 약간 하락하였다. 이는 2000년~2002년의 감소와 이후 3년 동안의 약한 회복세를 반영한 것이다. 2005년~2012년 기간에는 유배우 출산율이 약 1.7에서 2.3으로 크게 증가하였다. 이는 2005년~2007년의 매우 빠른 증가, 2007년~2009년의 정체, 2009년~2012년의 증가를 반영한 추세이다. 유배우 출산율은 2012 이후 단기적인 변동을 거듭하며 정체하였다. 2012년~2013년 감소했다가 이후 2년 동안 반등하여 2015년 정점에 도달한 후 2016년까지 크게 감소하였다.⁷⁾

2. 합계출산율 변화요인 분해 결과

제4장에서 소개한 방법을 적용하여 전체 여성들에 대한 합계출산율 변화 요인을 분해를 수행한 결과가 〈Table 1〉에 제시되어 있다. 이 분석은 합계출산율이 감소했던 2000년~2005년, 증가했던 2005년~2012년, 정체·감소했던 2012년~2016년 등 세 기간에 대해 각각 수행하였다. 여기에서 “ Δ TFR 기여”는 각 요인의 변화가 초래한 합계출산율 변화분을 의미한다. 유배우 여성비율 변화의 기여를 계산하는 방법은 〈식 4〉에 제시되어 있다. 이 지표가 양수라는 것은 해당요인의 변화가 합계출산율을 증가시키는 역할을 했다는 것을 의미한다. “기여도(%)”는 각 요인이 해당 기간 동안 합계출산율 변화의 몇 퍼센트를 설명하는지를 보여준다. 합계출산율이 감소한 기간에 있어서 기여도가 음수라는 것은 해당요인의 변화가 다른 요인을 어느

출산율의 수준은 달라지지만 시간적인 추이는 변하지 않는다. 예컨대 2005년의 (낮아진) 연령별 혼인확률을 적용하면 유배우 합계출산율이 전반적으로 0.5가량 낮아진다. 그러나 2005년~2012년 유배우 출산율이 0.5 가량 증가하는 추이에는 변함이 없다.

- 7) 유배우 출산율은 1991년부터 1998년까지 완만하게 증가하다가 1999년의 하락과 2000년의 반등을 거쳐(이철희, 2012) 〈Figure 4〉에서 볼 수 있듯이 2000년부터 2002년까지 큰 폭으로 감소하였다. 2000년~2002년 나타난 유배우 출산율의 급격한 감소가 어떤 요인에 의해 초래되었는지는 확실하지 않다. 다만 2000년 이후 자살률과 이혼율 등이 급등했던 점을 고려할 때 1998년 외환위기와 1999년 경기회복 이후 진행된 구조적인 사회경제적 변화에 의해 영향을 받았을 가능성을 배제할 수 없다.

정도 상쇄하여 실제치보다 합계출산율을 높이는 역할을 했다는 것을 의미한다.

〈Table 1〉 Decomposition of Changes of Total Fertility Rate:
by Changes in Marriage Rate and Marital Fertility Rate

	2000-2005		2005-2012		2012-2016	
	Amount attributed to Δ TFR	(%) Attribution	Amount attributed to Δ TFR	(%) Attribution	Amount attributed to Δ TFR	(%) Attribution
Marriage Rate						
All Ages	-0.33656	77.70	-0.33466	-165.59	-0.17947	114.19
Age 15-19	-0.00453	1.05	-0.00111	-0.55	-0.00172	1.09
Age 20-24	-0.06757	15.60	-0.03952	-16.80	-0.01627	10.35
Age 25-29	-0.20572	47.38	-0.16328	-80.791	-0.07226	45.98
Age 30-34	-0.05650	13.04	-0.11820	-58.49	-0.07271	46.26
Age 35-39	-0.00233	0.54	-0.01988	-9.84	-0.01348	8.57
Age 40-44	-0.00036	0.08	-0.00045	0.22	-0.00301	1.92
Age 45-49	-0.00002	0.00	-0.00005	-0.03	0.00001	-0.00
Marital Fertility						
All Ages	-0.05006	11.56	0.43783	216.64	0.04165	-26.50
Age 15-19	-0.00025	0.06	-0.00386	-1.91	-0.00052	0.33
Age 20-24	-0.02512	5.80	0.01636	8.09	-0.00931	5.92
Age 25-29	-0.06409	14.80	0.04488	22.21	-0.04350	27.71
Age 30-34	0.02665	-6.15	0.26132	129.30	-0.01786	11.37
Age 35-39	0.01296	-2.99	0.10611	52.50	0.09883	-62.88
Age 40-44	-0.00009	0.02	0.01292	6.39	0.01365	-8.69
Age 45-49	-0.00013	0.03	0.00007	0.03	0.00043	-0.27
Non-marital Fertility	-0.00312	0.72	0.00642	3.17	-0.00920	5.86

2000년~2005년에 대한 결과는 유배우 비율의 감소가 이 시기 합계출산율 감소의 주된 요인이었다는 것을 보여준다. 즉 전체 유배우 비율 감소는 합계출산율 감소의 78%를 설명하며, 특히 20대 후반 여성의 유배우 비율 감소가 합계출산율 감소의 거의 절반을 설명하는 것으로 추정되었다. 다른 한편 이 기간 동안은 유배우 출산율도 하락하여 합계출산율을 낮추는 역할을 했다. 이는 유배우 출산율이 증가했던 이전 10년과는 상이한 결과이다(이철희, 2012). 이를 좀 더 자세히 들여다보면 20대의 유배우 출산율이 상당히 감소하여 합계출산율 감소의 20%를 초래한 반면 30

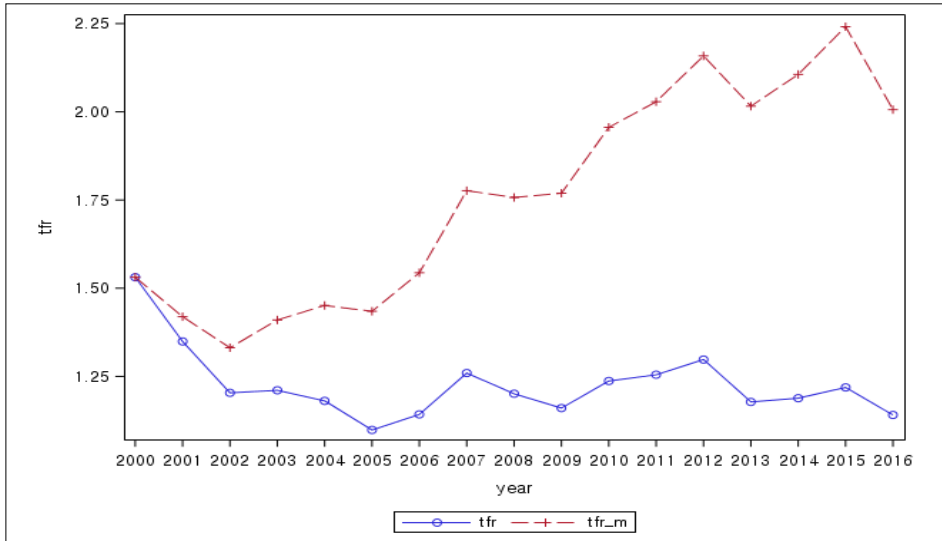
대의 유배우 출산율은 증가하여 합계출산율 감소의 약 9%를 상쇄한 것으로 나타났다.

이 연구가 초점을 맞추고 있는 2005부터 2012년까지는 합계출산율이 증가세를 보였다. 이 기간 동안에도 유배우 여성의 비율은 큰 폭으로 감소하여 합계출산율을 거의 0.33 정도 낮추는 역할을 했다. 그러나 동 기간 동안 유배우 출산율이 더욱 크게 증가하여 유배우 비율 감소의 효과를 압도하였다. 유배우 출산율 증가는 합계출산율을 약 0.44 높이는 결과를 가져왔는데 이는 이 기간 실제 합계출산율 증가의 두 배가 넘는 규모이다. 그 이전 기간과 마찬가지로 20대 후반 여성 유배우 비율의 감소가 합계출산율을 낮추는 방향으로 작용한 가장 중요한 요인이었으며, 30대 초반 유배우 여성의 출산율 증가는 합계출산율을 높이는 방향으로 작용한 가장 중요한 요인이었다.

〈Table 1〉의 마지막 열은 합계출산율이 감소했던 2012년~2016년 기간에 대한 분석결과를 보고한다. 이 기간 동안 합계출산율의 감소는 유배우 비율 감소에 의해 초래된 것으로 추정되었다. 합계출산율 감소에 대한 전체 유배우 비율 감소의 기여도는 114%로 추정되었다. 2012년 이후 유배우 비율 변화의 연령별 패턴은 그 이전 기간과는 달라진 것으로 나타난다. 2012년 이전까지는 20대 후반 여성의 유배우 비율 감소가 합계출산율 감소의 가장 중요한 요인이었던 반면 2012년 이후가 되면 30대 초의 유배우 비율 감소의 효과와 20대 중반 유배우 비율 감소의 효과가 거의 같아지는 것으로 나타난다. 이는 과거에 20대 후반 여성에게서 주로 나타나던 유배우 비율 감소 현상이 30대 여성들로 전이되고 있다는 것을 시사한다.

이 기간 동안 유배우 출산율은 약간 높아져서 합계출산율을 높이는 요인으로 작용하였으나(기여도 -27%) 유배우 비율 감소의 효과를 상쇄하기에는 크게 부족했던 것으로 파악된다. 주목할 만한 사실은 이 기간 유배우 출산율의 증가가 전적으로 30대 후반 유배우 여성의 출산증가에 의해 초래되었다는 것이다(기여도 -63%). 2005년~2012년 유배우 출산율 증가를 주도했던 30대 초반 유배우 여성의 출산율은 최근 4년 동안 감소세로 돌아섰고, 20대 후반 유배우 여성의 출산율은 상당히 큰 폭으로 떨어져 합계출산율 감소의 28%를 설명하는 요인으로 작용하였다. 이 결과는 2002년부터 2012년까지 유배우 비율의 감소효과를 상쇄하여 합계출산율을 유지시켰던 유배우 출산율이 점차 감소세로 돌아서고 있다는 것을 시사한다.

〈Figure 5〉 Actual Total Fertility Rate(tfr) and Counterfactual TFR
assuming Constant Marriage Rate from 2000 (tfr_m)

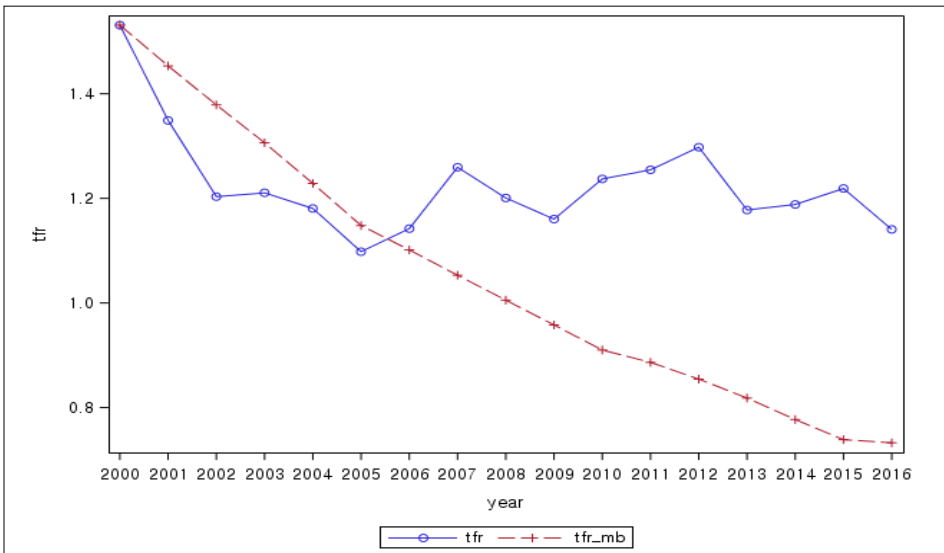


〈Figure 5〉는 실제의 합계출산율(TFR)과 2000년의 연령별 유배우 여성 비율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율(TFR_M)을 비교함으로써 위에서 수행한 분석의 결과를 시각적으로 보여준다. 널리 알려져 있듯이 2000년 1.5를 상회 하던 합계출산율은 2005년까지 1.1 아래로 크게 감소하였다. 그리고 그 이후 1.1 과 1.3 사이를 오가며 정체하였다. 그런데 만약 2000년의 연령별 유배우 비율이 변화하지 않았다면 2000년부터 2005년까지 합계출산율이 감소하지 않고 2005년부터 2012년 사이에는 크게 증가했을 것으로 추정된다. 2000년 유배우 비율이 변화하지 않았을 경우 2012년의 가상적인 합계출산율 추정치는 거의 2.3에 달하여 실제 합계출산율에 비해 1명이나 더 높았을 것이다.

〈Figure 6〉은 실제의 합계출산율(TFR)과 2000년의 연령별 유배우 출산율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율(TFR_MB)을 비교한 결과를 보여준다. 2000년-2005년에는 가상적인 합계출산율이 실제 합계출산율보다 약간 높은 수준에서 감소하는 추세를 보인다. 이는 2005년 이전까지 유배우 출산율의 변화가 합계출산율의 감소를 초래했던 요인이었다는 것을 보여준다. 2006년부터는 실제출산율이 정체하는 가운데 가상적인 합계출산율은 이전과 유사한 추세로 감소하는 것으로 나타난다. 그 결과 가상적인 합계출산율은 점차 실제 합계출산율보다 낮아진다. 이는

2005년 이후 유배우 출산율의 증가가 없었다면 합계출산율이 실제보다 더 크게 떨어졌을 것이라는 것을 보여준다. 만약 2000년의 유배우 출산율이 이후 변화하지 않았다면 2016년의 합계출산율은 0.73까지 감소했을 것으로 추정된다.

〈Figure 6〉 Actual Total Fertility Rate(tfr) and Counterfactual TFR assuming Constant Fertility Rate of Married Women from 2000(tfr_mb)



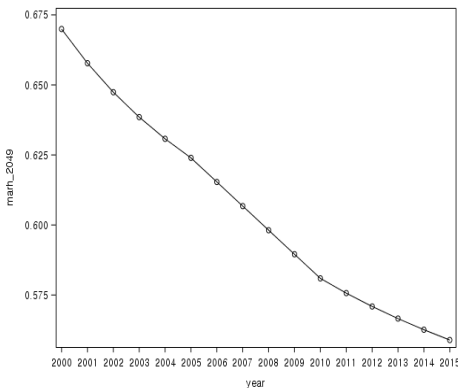
VI. 학력별 여성 합계출산율 변화 요인 분석결과

1. 학력별 합계출산율 분해요인의 변화

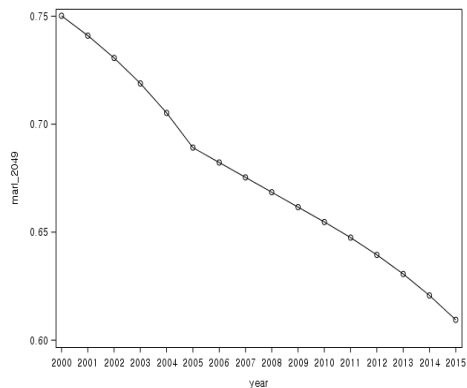
여기에서는 위의 제4장에서 수행한 전체 여성에 대한 분석을 고학력(대학중퇴 이상) 및 저학력(고졸 이하) 여성에 대하여 각각 수행함으로써 학력별로 합계출산율 변화 요인이 어떻게 달랐는지를 살펴본다. 학력별 분석의 기본적인 목적은 두 가지이다. 첫째, 장기적인 결혼과 출산의 변화는 여성의 교육수준의 개선에 의해 영향을 받았을 것으로 추측된다. 예컨대 학력의 상승은 혼인연령의 증가와 유배우 여성 비율의 감소로 이어졌을 것이다. 이 장에서는 학력별 집단 내에서의 변화를 관찰함으로써 교육수준 변화의 효과를 어느 정도 통제했을 경우의 출산율 저하 요인을 분석하고자 시도하였다. 둘째, 출산율 저하의 원인은 사회경제적 여건이 상이한 집단

간에 차이가 있을 수 있다. 이를 부분적으로나마 고려하기 위해 인구동향조사로부터 체계적으로 얻을 수 있는 유일한 사회경제적 지위에 관한 변수인 교육수준별 분석을 수행하였다. 앞에서 설명했듯이 이 분석을 수행하기 위해서는 연령별, 학력별, 혼인상태별 인구수가 필요한데 이는 현재로서는 인구주택 센서스 원시자료를 이용하여 계산해야만 한다. 따라서 학력별 분석은 2016년을 제외한 2000년~2015년 기간에 대해 수행하였다.

〈Figure 7〉 Marriage Rate of Highly Educated Women of Age 20-49, 2000-2016



〈Figure 8〉 Marriage Rate of Less Educated Women of Age 20-49, 2000-2016



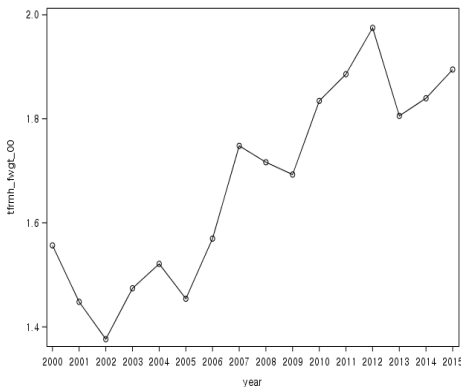
〈Figure 7〉과 〈Figure 8〉은 2000년 이후 고학력 및 저학력 여성의 유배우 비율 변화 추세를 보여준다. 학력을 구분하는 경우 연령별 유배우 비율의 감소는 전체 여성의 경우보다 완만하게 나타난다. 전체여성의 경우 20-49세 유배우 비율 지표는 2000년 70.4%에서 2015년 51.6%로 약 19% 포인트 감소하였다. 그러나 이를 학력별로 나누어 볼 경우 같은 기간 동안 고학력 여성의 유배우 비율 지표는 67.0%에서 55.9%로 약 11% 포인트 하락했으며, 저학력 여성의 유배우 비율은 75.0%에서 60.9%로 약 14% 포인트 하락하였다.

전체여성의 유배우 비율 하락이 더 크게 나타나는 것은 고학력자 비율의 장기적인 증가가 유배우 비율을 낮춘 효과가 반영되어 있기 때문이다. 고학력 여성은 저학력 여성에 비해 더 늦은 나이에 결혼하기 때문에 여성의 교육수준 증가는 유배우 비율 감소의 주된 요인이라고 할 수 있다. 그런데 학력별 분석결과는 이와 같은 여

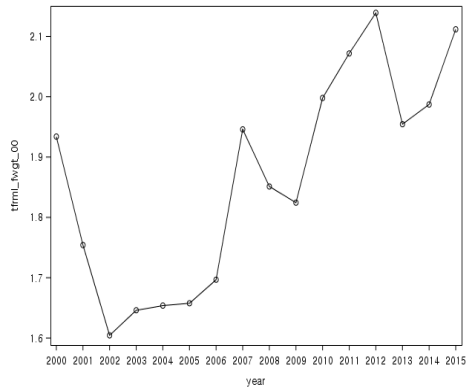
성 교육수준 변화의 효과가 제거되어 있기 때문에 유배우 비율 감소가 더 완만하게 나타나는 것이다. 그림에 나타난 결과는 학력변화의 효과를 제거하는 경우에도 유배우 비율의 감소가 고학력자와 저학력자 모두에게 뚜렷하게 나타나고 있음을 보여준다.

학력별로 유배우 비율의 변화를 비교하면 두 가지 주된 차이가 발견된다. 첫째, 2000년 이후에는 고학력 여성에 비해 저학력 여성의 유배우 비율 감소가 더욱 두드러지게 나타난다. 앞서 살펴보았듯이 저학력 여성의 유배우 비율이 14% 포인트 감소한 반면 고학력 여성의 유배우 비율 감소는 11% 포인트였다. 그 결과 두 그룹의 유배우 비율 격차는 8% 포인트에서 약 5% 포인트로 줄었다. 둘째, 고학력 여성의 유배우 비율이 비교적 연속적으로 감소한 반면 2000년~2005년 매우 급격하게 감소했던 저학력 여성들의 유배우 비율 감소 추세는 2005년 이후 눈에 띄게 완화된 것을 확인할 수 있다.

〈Figure 9〉 TFR of Highly-educated Married Women, assuming Constant Age-specific Marriage Probability from 2000



〈Figure 10〉 TFR of Less-educated Married Women, assuming Constant Age-specific Marriage Probability from 2000



다음으로 학력별 유배우 출산율을 살펴보자. 〈Figure 9〉과 〈Figure 10〉은 〈식 6〉을 이용하여 계산한 학력별 유배우 기대합계출산율 지표의 변화추이를 보여준다. 고학력 여성과 저학력 여성의 유배우 출산율은 전체 여성의 유배우 합계출산율과 매우 유사한 시간적인 변화 양상을 보인다. 즉 2000년부터 2002년까지 하락하다가 2002년 이후 장기적으로 상승하는 추세를 나타낸다. 특히 2005년~2007년과 2009

년~2012년 기간에는 매우 가파른 상승세가 관찰된다. 2007년~2009년의 단기적인 하락, 2012년~2013년의 가파른 감소와 2013년~2015년의 반등 등도 전체 여성에 대한 결과와 유사하게 나타난다.

이철희(2012)의 결과에 따르면 2000년 이전까지는 고학력과 저학력 여성의 유배우 출산을 추이가 달랐다. 반면 2000년 이후에는 두 학력 그룹의 유배우 출산을 추이가 상당히 유사하다는 점이 주목된다. 2000년 이후에도 유배우 출산율 변화에는 어느 정도의 교육수준별 차이가 관찰된다. 예컨대 경제적인 변화(외환위기의 파장, 2008년 세계 금융위기 등)에 의해 초래되었을 가능성이 있는 2000년~2002년과 2007~2009년의 유배우 출산율의 저하는 저학력 여성에게서 더 두드러지게 나타났다. 고학력 여성의 경우 2005년부터 유배우 출산율이 빠르게 증가한 반면 저학력 여성의 경우 2006년 이후 급등하는 양상을 보이는 것도 다른 점이다.

2. 학력별 합계출산율 변화요인 분해 결과

〈Table 2〉는 제2장에 설명된 방법에 따라 2000년~2005년, 2005년~2012년, 2012년~2015년 등 세 기간에 대해 고학력 및 저학력 여성 합계출산율 감소 요인을 분해한 결과를 보여준다. 2000년~2005년 기간에 대한 분석결과는 전체 여성을 대상으로 한 결과와 마찬가지로 각 학력별 유배우 비율의 감소가 이 기간 동안의 합계출산율 감소의 더 중요한 요인이었음을 보여준다. 유배우 비율의 변화는 해당 기간 합계출산율 변화의 52% (저학력자)에서 71% (저학력자) 가량을 설명하는 것으로 나타난다. 반면 유배우 출산율의 변화는 합계출산율 감소의 20% (고학력자)에서 38% (저학력자)를 설명하는 것으로 추정되었다. 전체여성을 대상으로 한 분석에 비해 유배우 비율 변화의 기여도가 감소하고 유배우 출산율 변화의 기여도가 증가한 것은 앞에서 지적했듯이 고학력자 비율 변화의 효과가 제거되었기 때문이다.

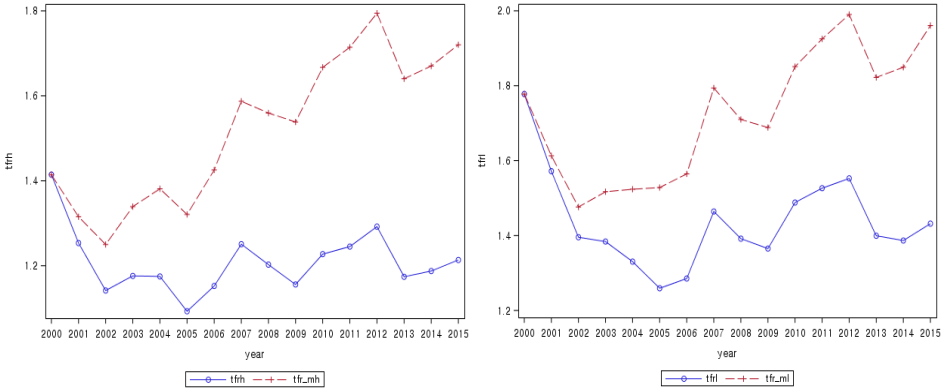
2005년~2012년 기간에 대한 결과는 그 이전 기간에 대한 결과와는 매우 다르다. 고학력 여성과 저학력 여성 모두에 있어서 유배우 출산율 증가의 효과가 유배우 비율의 하락의 효과를 압도함으로써 합계출산율이 약간 증가하는 결과를 가져온 것으로 나타났다. 고학력 여성의 경우를 보면 유배우 비율이 큰 폭으로 감소했지만(기여도 -116%) 유배우 출산율 증가 규모는 이보다 더 컸다(기여도 188%). 반면 저학력 여성의 경우 유배우 비율 감소의 효과는 비교적 작았고(기여도 -42%), 유배우

〈Table 2〉 Decomposition of Changes of Total Fertility Rate:
by Changes in Marriage Rate and Marital Fertility Rate
(Analysis by Educational Level)

	2000-2005		2005-2012		2012-2015	
	Amount attributed to Δ TFR	(%) Attribution	Amount attributed to Δ TFR	(%) Attribution	Amount attributed to Δ TFR	(%) Attribution
A. Highly Educated						
Marriage Rate						
All Ages	-0.22794	70.86	-0.23042	-115.63	-0.04424	56.40
Age 15-19	-0.00058	0.18	-0.00039	-0.20	-0.00018	0.23
Age 20-24	-0.02016	6.27	-0.00501	2.52	-0.00089	1.13
Age 25-29	-0.15321	46.63	-0.11222	-56.31	-0.02333	29.74
Age 30-34	-0.04954	15.40	-0.09431	-47.33	-0.01603	20.43
Age 35-39	-0.00432	1.34	-0.01720	-8.63	-0.00341	4.34
Age 40-44	-0.00009	0.03	-0.00128	0.64	-0.00041	0.52
Age 45-49	-0.00001	0.00	-0.00002	-0.01	-0.00001	0.01
Marital Fertility						
All Ages	-0.06496	20.19	0.37475	188.06	-0.02753	35.10
Age 15-19	0.00053	-0.17	-0.00025	0.13	-0.00012	0.15
Age 20-24	-0.00888	2.76	0.00217	1.09	-0.00514	6.56
Age 25-29	-0.06178	19.20	0.02664	13.37	-0.03865	49.29
Age 30-34	-0.00446	1.39	0.21863	109.72	-0.02538	32.36
Age 35-39	0.01307	-4.06	0.11353	56.97	0.03838	-48.94
Age 40-44	-0.00337	1.05	0.01427	7.16	0.00365	-4.65
Age 45-49	-0.00006	0.02	-0.00024	-0.12	-0.00027	0.34
Non-marital Fertility	-0.00147	0.46	0.00462	2.32	-0.00313	3.99
B. Less Educated						
Marriage Rate						
All Ages	-0.26890	51.86	-0.12387	-42.24	-0.10871	90.00
Age 15-19	-0.00635	1.22	-0.00182	0.62	-0.00202	1.68
Age 20-24	-0.07315	14.11	0.04575	15.60	-0.06221	51.49
Age 25-29	-0.15726	30.33	-0.08478	-28.91	-0.01436	11.88
Age 30-34	-0.02921	5.63	-0.07350	-25.06	-0.02254	18.66
Age 35-39	-0.00284	5.48	-0.00890	3.03	-0.00708	5.86
Age 40-44	-0.00010	0.02	-0.00059	0.20	-0.00047	0.39
Age 45-49	-0.00001	0.00	-0.00000	-0.00	-0.00001	0.01
Marital Fertility						
All Ages	-0.19557	37.72	0.34882	118.95	-0.00597	4.94
Age 15-19	0.00017	-0.03	-0.00008	-0.03	0.00092	-0.76
Age 20-24	-0.08116	15.65	0.03213	10.96	0.00199	-1.64
Age 25-29	-0.10401	20.06	0.04908	16.74	-0.06019	49.81
Age 30-34	-0.01649	3.18	0.18953	64.63	0.00701	-5.84
Age 35-39	0.00700	-1.34	0.06895	23.51	0.04251	-35.18
Age 40-44	-0.00090	0.17	0.00923	3.15	0.00187	-1.54
Age 45-49	-0.00018	0.04	0.00001	0.00	-0.00011	0.09
Non-marital Fertility	0.00195	-0.38	0.03070	10.47	-0.00813	6.72

〈Figure 11〉 Actual TFR and Counterfactual TFR assuming Constant Marriage Rate from 2000(tfr_mh) for Highly-Educated Women

〈Figure 12〉 Actual TFR and Counterfactual TFR assuming Constant Marriage Rate from 2000(tfr_ml) for Less-Educated Women

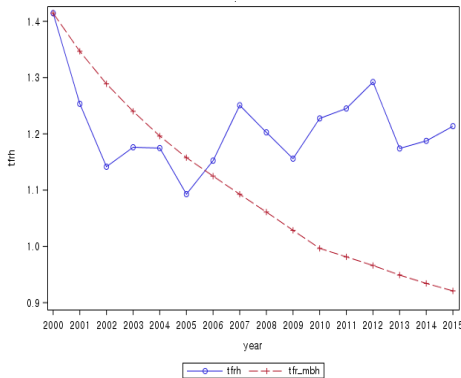


출산율 증가의 효과는 고학력 여성과 유사한 수준이었다(기여도 119%).

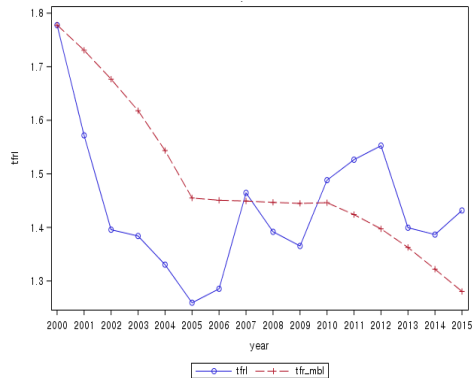
〈Figure 11〉과 〈Figure 12〉는 각각 고학력 여성과 저학력 여성의 실제 합계출산율(TFRH, TFRL)과 2000년의 연령별 유배우 여성 비율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율(TFR_MH, TFR_ML)을 보여준다. 그림이 보여주는 결과는 위에서 수행한 분해결과를 시각적으로 확인해준다. 고학력 여성과 저학력 여성 모두 2000년 이후 연령별 유배우 비율이 변화하지 않았다면 2012년의 합계출산율은 2000년 수준보다 훨씬 높았을 것으로 추정된다. 고학력 여성의 경우 2000년의 유배우 비율이 변화하지 않았다면 2012년의 합계출산율은 실제치보다 약 0.5 높은 1.79에 달했을 것이다. 저학력 여성의 경우 가상 합계출산율은 합계출산율보다 약 0.6 높은 2.14로 추정되었다.⁸⁾

8) 두 학력 집단 모두 2000년~2005년 사이 실제 합계출산율과 가상 합계출산율의 격차가 더 크게 벌어진 것이 관찰되는데, 이는 이 기간 동안 유배우 비율 감소가 출산율 감소의 더 중요한 요인으로 작용하였음을 보여준다. 반면 2005년~2012년 사이에는 실제 합계출산율과 가상 합계출산율 간 차이가 벌어지는 추세가 그 이전에 비해 완화되었다. 이 현상은 특히 저학력 여성의 경우 뚜렷하게 나타난다. 이는 2005년 이후 유배우 비율이 감소하여 합계출산율이 낮아지는 효과가 줄어들었음을 보여준다.

〈Figure 13〉 Actual TFR(tfrh) and Counterfactual TFR assuming Constant Fertility Rate of Married Women from 2000(tfr_mbh) for Highly-Educated Women



〈Figure 14〉 Actual TFR(tfrh) and Counterfactual TFR assuming Constant Fertility Rate of Married Women from 2000(tfr_mbh) for Less-Educated Women



〈Figure 13〉과 〈Figure 14〉는 각각 고학력 여성과 저학력 여성에 대해 실제의 합계출산율(TFRH, TFRH)과 2000년의 연령별 유배우 출산율이 변화하지 않았을 경우의 가상적인 합계출산율(TFR_MBH, TFR_MBL)을 비교한 결과를 보여준다. 고학력 여성의 경우 2006년까지 가상적인 합계출산율이 실제 합계출산율보다 약간 높게 나타난다. 이는 2006년까지 유배우 출산율의 감소가 합계출산율을 감소시키는 요인으로 작용했다는 것을 알려준다. 반면 2006년 이후부터는 유배우 출산율의 증가가 합계출산율을 크게 높이는 요인으로 작용하였다. 만약 2000년 유배우 출산율이 변화하지 않고 유지되었다면 2015년 고학력 여성의 가상적인 합계출산율은 실제치보다 약 0.3 낮은 0.92에 머물렀을 것이다.

저학력 여성의 경우에도 2006년까지는 가상적인 합계출산율이 실제 합계출산율보다 더 높고 그 격차가 고학력 여성의 경우보다 더 큰 것으로 추정되었다. 즉 2006년 이전 유배우 출산율의 저하에 의해 합계출산율이 낮아지는 경향은 고학력 여성에 비해 저학력 여성에게서 더 강하게 나타났다. 2007년을 제외하고는 저학력 여성의 유배우 출산율 감소가 합계출산율을 낮추는 현상이 2009년까지 지속되었다. 반면 2009년 이후에는 실제의 합계출산율이 가상 합계출산율보다 높다는 사실에서 알 수 있듯이 저학력 여성 유배우 출산율의 증가가 합계출산율을 높이는 요인으로 작

용하였다. 만약 저학력 여성의 유배우 출산율이 2000년 수준에 머물러 있었다면 2015년의 합계출산율은 실제치보다 약 0.15 낮은 1.28을 기록했을 것이다. 고학력 여성들과 비교할 때 2009년 저학력 여성들의 가상적 합계출산율과 실제 합계출산율의 격차는 크지 않은 것을 볼 수 있다. 이는 저학력 여성들의 경우 유배우 출산율 증가가 합계출산율 증가에 미친 효과가 고학력 여성들의 경우에 비해 작았다는 것을 의미한다.

전반적으로 학력별 분석결과는 전체여성에 대한 결과와 질적으로 큰 차이를 보이지 않는다. 즉 고학력, 저학력 여성 모두에게 있어서 유배우 비율의 하락은 2000년 이후 합계출산율 감소를 초래한 가장 중요한 요인이었으며, 2005년~2012년 합계출산율이 약한 증가한 것은 유배우 출산율의 증가 효과가 유배우 비율 감소 효과를 상쇄 내지 압도했기 때문이다. 이 결과는 장기적인 교육수준 개선의 효과를 통제하는 경우에도 이 논문의 출산율 변화 분해결과가 질적으로 달라지지 않는다는 것을 보여준다. 또한 2005년 이후 유배우 출산율의 증가가 고소득층의 선택적인 결혼에 의해 전적으로 설명되기 어렵다는 것을 시사한다. 유배우 출산율의 증가가 고학력 및 저학력 여성 모두에게서 나타났기 때문이다.⁹⁾ 2012년 이후에는 유배우 출산율이 정체 내지 감소세로 돌아서면서 전체 및 학력별 합계출산율도 하향세를 보이는 가운데 등락하고 있다.

VII. 유배우 출산율과 무배우 혼인율 상관요인 분석

1. 문제의 제기

앞에서 제시한 결과들은 2005년부터 2012년까지 우리나라의 유배우 출산율이 빠르게 증가하여 합계출산율을 높이는 역할을 했다는 것을 보여준다. 그런데 이 기간은 결혼한 부부의 출산에 초점을 맞춘 정부의 출산장려정책이 시행되었던 시기이다. 따라서 이 결과는 최근의 비판과는 달리 2000년대 중반 이후의 출산장려정책이

9) 이 결과에도 불구하고 혼인율이 감소하면서 결혼의 선택성이 증가하여 유배우 출산율이 높아졌을 가능성을 배제할 수 없다. 학력은 사회경제적 지위의 불완전한 지표이고, 사회경제적 지위 이외의 요인에 따른 결혼선택이 발생했을 수도 있다. 예컨대 자녀를 낳아 키우고자 하는 사람들이 선택적으로 결혼했다면 이에 따라 유배우 출산율이 높아졌을 수 있다.

유배우 출산율을 높이는데 긍정적인 역할을 했을 수 있다는 가능성을 제기한다. 그러나 이러한 가능성에도 불구하고 전국적인 출산율의 시간적인 변화의 양상만을 보고 중앙정부 정책의 효과 여부를 판단하기는 어렵다. 정책 이외에도 다른 여러 요인들이 유배우 출산율에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 더욱이 정책이 시행되기 시작한 이후 경과한 기간이 10여 년으로 비교적 짧아서 시계열 분석을 수행하는데 한계가 있다.

여기에서는 시군구별 데이터를 이용하여 유배우 출산율 결정요인에 대한 회귀분석을 수행함으로써 이 문제에 관한 추가적인 증거를 모색하고자 한다. 2000년대 중반 이후 중앙정부의 저출산 대응정책은 전국적인 범위에서 시행된 것이기 때문에 지역별 자료를 이용한 분석을 통해 그 효과에 대한 직접적인 증거를 추정하기는 어렵다. 그러나 이 시기 동안 지방자치단체별로도 출산장려를 위한 정책적인 노력을 기울였고, 저출산 해소를 위한 지원과 투자의 규모는 지자체별로 달랐다. 만약 유배우 여성들의 출산결정이 지자체별 출산장려정책과 보육인프라의 차이에 의해 강한 영향을 받았다면 중앙정부 차원의 정책들도 유사한 결과를 가져왔을 가능성이 있다.

이 장에서는 또한 시군구별 특성들이 무배우 여성들의 혼인율(무배우 혼인율)에 미친 효과도 함께 분석한다. 출산은 결혼의 중요한 목적 혹은 결과 가운데 하나이고, 결혼의 가치를 결정하는 요인 가운데 하나이다. 따라서 유배우 여성의 출산율 용이하게 하는 요인들은 결혼의 유인이 증가시킬 가능성이 있다. 또한 혼인과 출산 모두에 대해 영향을 미칠 수 있는 요인들이 있을 수 있다. 이 경우 출산을 가로막는 사회경제적 요인들은 혼인율 및 유배우 비율을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다. 그럼에도 불구하고 앞에서 수행한 분석결과는 합계출산율의 두 가지 주된 결정요인이라고 할 수 있는 유배우 여성 비율과 유배우 출산율이 같은 방향으로 변화하지 않는다는 것을 보여준다. 이러한 현상은 유배우 출산율을 높일 수 있는 정책들이 결혼에는 별 영향을 미치지 못했거나 혹은 결혼에 긍정적인 영향을 미쳤음에도 불구하고 다른 요인들의 효과가 이를 압도했기 때문에 나타났을 가능성이 있다. 유배우 출산율과 무배우 혼인율의 상관요인들을 비교한 결과는 이 질문에 답을 하는데 유용할 것이다.

이러한 분석은 저출산 문제에 대한 정책적인 방안을 결정하는 데 있어서도 중요한 함의를 갖는다. 앞에서도 지적한 바와 같이 출산 장려금, 보육지원, 일과 가정

생활 양립을 위한 근로조건 개선 등 현재까지 추진된 많은 저출산 대책들은 유배우 여성들의 출산을 장려하는 성격의 정책들이었다. 만약 출산의 장애요인들이 혼인을 가로막는 주된 요인들이라면 유배우 출산율을 높이는 정책은 유배우 비율을 높이는 효과도 함께 가져올 수 있을 것이다. 그러나 유배우 비율을 감소시킨 요인이 출산율의 결정요인과 무관하다면 현재의 저출산 정책만으로는 유배우 비율을 제고하기 어렵다고 할 수 있다.

2. 분석모형과 변수

여기에서는 2004년~2014년의 시군구별 데이터를 이용하여 아래의 식과 같은 유배우 출산율의 패널고정효과모형을 추정한다.

$$F_{i,t} = \alpha + \beta M_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

이 식에서 i 와 t 는 각각 시군구와 연도를 나타내는 첨자이며, F 는 유배우 출산율, M 은 출산에 영향을 줄 수 있는 정책적인 요인들, X 는 출산에 영향을 줄 수 있는 사회경제적인 변수들, μ 는 관찰할 수 없는 시군구별 고정적 특성을 나타내는 오차항, ϵ 는 고전적인 선형회귀모형의 통상적인 오차항을 나타낸다. 유배우 출산율의 종합적인 지표로는 2005년 연령별 혼인확률을 적용하여 계산한 유배우 합계출산율에 1000을 곱하여 얻은 유배우 여성 1000명 당 기대 출산아 수를 이용하였다. 그리고 학력별 차이를 확인하기 위해 고학력 여성과 저학력 여성에 대해 별도의 회귀분석을 수행하였다.¹⁰⁾

10) 논문에 제시하지는 않았지만 연령별 분석 및 연령별·학력별 분석도 함께 수행하였다. 연령별 유배우 출산율의 지표로는 25~29세, 30~34세, 35~39세 등 세 연령층 유배우 여성 1000명 당 출산아 수를 이용하였다. 20대 후반과 30대 초반 여성의 출산은 전체 출산의 대부분을 차지하기 때문에 이 두 연령층의 출산율 결정요인을 파악하는 것이 중요하다고 판단하였다. 그리고 만혼과 출산의 지연으로 30대 후반의 출산율이 점차 증가하는 추세를 반영하여 이 연령층의 출산율 결정요인을 따로 분석하였다. 그리고 전체 연령 및 세 연령의 유배우 출산율을 전체여성과 함께 고학력 여성 및 저학력 여성에 대해 추정하여 분석에 이용하였다. 그 결과 회귀분석은 모두 12개 집단(전체, 고학력, 저학력, 3개 연령층 × 2개 학력집단)에 대해 수행되었다. 연령 및 연령·교육수준별로 차이가 발견되기는 하지만 전체 여성에 대한 결과와 부합되는 결론을 제공해준다.

$$W_{i,t} = \alpha + \beta M_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

식 (8)에 제시한 회귀식을 이용하여 무배우 혼인율의 결정요인도 함께 분석하였다. 종속변수인 연도별, 시군구별 무배우 혼인율의 지표는 20~39세 무배우 여성의 연령별(5세별) 1000명당 혼인건수를 2007년의 연령분포를 가중치로 표준화한 변수를 이용하였다. 이용된 독립변수는 유배우 출산율 회귀분석에 포함된 변수들과 동일하다. 유배우 출산율의 경우와 마찬가지로 회귀분석을 학력별로 수행한 결과도 함께 보고하였다.

출산에 영향을 미치는 정책적인 요인에 관한 변수로는 시군구별로 자료가 가용한 출산장려금(10만원), 아동 1000명 당 보육시설 수, 복지예산 비율 등을 이용하였다.¹¹⁾ 각 지방자치단체별 출산장려금은 출생순위별로 제시되어 있다. 분석기간의 중간에 위치한 2007년 출산아 가운데 각 출생순위별 출산아가 차지하는 비율을 가중치로 하여 출산장려금의 가중평균을 계산하였고 이를 분석에 이용하였다. 각 시군구의 경제적 여건을 반영하는 변수로는 주민 1인당 지방세 납부액(10만원)을 이용하였다. 각 시군구에 대해 일인당 소득 혹은 임금을 구하기 어려운 여건에서 1인당 지방세 납부액은 이러한 목적의 연구에서 널리 이용되는 변수이다. 강건성 검증에는 각 시군구의 주택시장 여건을 보여주는 변수로서 주택가격지수를 이용하였다.

분석기간은 다음과 같은 이유 때문에 2005년~2014년의 10년으로 설정하였다. 첫째, 보육시설 수를 비롯한 시군구별 자료들이 대체로 2004년 이후 기간에 대해 제공된다. 따라서 더 앞선 시기를 분석에 포함시킬 수 없었다. 둘째, 2005년~2014년은 보육과 출산장려에 초점을 둔 제1차 및 제2차 종합대책이 시행되었던 기간이다. 2015년에는 초혼연령을 낮추는 방안이 강조된 제3차 기본대책이 마련된 바 있다. 따라서 동일한 기조의 정책이 시행되었던 기간을 분석에 포함시키는 것이 타당할 것이라고 판단하였다.¹²⁾

11) 국공립 보육시설의 수 혹은 비율과 같이 보육의 질을 보여주는 변수를 함께 고려하는 것이 바람직하지만 분석기간 전체에 대한 시군구별 통계가 제공되지 않고 있다.

12) 유배우 출산율은 2005년~2012년 기간 증가하다가 2013년에는 크게 하락하였다. 유배우 출산율이 증가한 시기만을 고려하기 위해 2004년~2012년 기간만을 포함한 분석을 수행하였는데 그 결과는 논문에 제시된 회귀분석의 결과와 매우 유사하다.

3. 회귀분석결과

시군구별 유배우 출산율과 무배우 혼인율 결정요인에 대한 패널고정효과모형 추정결과는 <Table 3>에 제시되어 있다. 패널 A와 B는 각각 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 대한 추정결과를 보고한다. 전체 유배우 여성들을 대상으로 추정한 결과(1열)는 출산장려금, 보육시설 수, 복지예산 등 정책과 관련된 변수들이 유배우 출산율에 유의한 정의 효과를 갖는다는 것을 보여준다. 인구 1인당 지방세액도 유배우 출산율을 유의하게 높이는 요인으로 드러났다. 추정된 계수의 크기를 살펴보면 출산장려금 10만원이 증가할 때 유배우 여성 1000명당 기대출산 수가 6.5명 높아지는 것으로 나타난다. 아동 1000명당 보육시설 수가 1개 증가는 유배우 1000명당 기대출산 수를 5.6명 증가시키는 효과를 갖는다. 복지지출에 이용되는 예산 1% 포인트 증가는 유배우 1000명당 기대출산 수 1.9명 증가를 가져오는 것으로 추정된다. 또한 1인당 지방세액 10만원 증가는 유배우 1000명당 기대출산 수 2.7명 증가의 효과를 갖는 것으로 나타난다.

교육수준별 결과(2열과 3열)는 추정계수의 크기와 통계적인 유의성 면에서 전체 유배우 여성에 대한 결과와 매우 유사하다. 그리고 유배우 출산율 상관요인에 있어서 고학력 여성과 저학력 여성의 차이가 크지 않은 것으로 나타난다. 유일하게 발견된 차이점은 1인당 지방세액이 전체 및 고학력 유배우 여성의 출산율에는 유의한 정의 효과를 미치지만 저학력 유배우 여성의 출산율에는 영향을 미치지 못한다는 결과이다.

<Table 3>의 패널 B는 동일한 회귀식을 이용하여 각 시군구의 특성이 무배우 혼인율에 미친 영향을 분석한 결과를 보여준다. 전반적으로 무배우 혼인율에 대한 회귀분석 결과는 유배우 혼인율에 대한 결과와는 매우 다르게 나타난다. 즉 출산장려금과 보육시설 수 등 유배우 출산율에 긍정적인 영향을 미쳤던 정책관련 변수들은 전체 및 학력집단 무배우 여성의 혼인율을 유의하게 낮추는 것으로 추정되었다. 1인당 지방세액도 전체 및 학력별 무배우 혼인율에 유의한 음의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 복지예산비율만 무배우 혼인율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었지만 그나마 전체 및 고학력 무배우 여성 혼인율에 대한 효과는 통계적으로 유의하지 않다.¹³⁾

13) 유배우 출산율과 정의 관계를 보이는 요인들이 무배우 혼인율과는 반대의 관계를 보이는 이유

〈Table 3〉 Result of Panel Fixed-Effect Model Estimations about Determinants of Total Fertility Rate of Married Couple and Marriage Rate of the Unmarried, 2004-2014

A. Total Fertility Rate of Married Couple

Variables	(1) All		(2) Highly Educated		(3) Less Educated	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
Constant	143.8335 (16.7109)	<.0001	188.6049 (22.3037)	<.0001	88.0641 (22.2374)	<.0001
Childbirth Grant (100,000 Won)	6.4975 (0.7434)	<.0001	5.5767 (1.1625)	<.0001	4.9371 (1.1076)	<.0001
# of Child Care Facilities (per 1000 People)	5.5738 (0.4674)	<.0001	4.4050 (0.6111)	<.0001	4.9171 (0.5888)	<.0001
Fraction of Welfare Budget (%)	1.9450 (0.2058)	<.0001	1.5902 (0.2671)	<.0001	1.6708 (0.2555)	<.0001
Amount of Local Tax per Capita (100,000 Won)	2.6511 (0.4603)	<.0001	1.4418 (0.5958)	0.0157	-0.0665 (0.5672)	0.9067
# of Regions / # of Years	193/10		181/10		181/10	
Fixed Effect F-test	7.32	<.0001	10.02	<.0001	5.50	<.0001

B. Marriage Rate of Single Persons

Variables	(1) All		(2) Highly Educated		(3) Less Educated	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
Constant	131.6928 (12.4440)	<.0001	186.9917 (13.4683)	<.0001	151.479 (10.5985)	<.0001
Childbirth Grant (100,000 Won)	-3.4537 (0.5535)	<.0001	-2.9360 (0.7020)	<.0001	-2.5042 (0.5557)	<.0001
# of Child Care Facilities (per 1000 People)	-2.1200 (0.3480)	<.0001	-1.8823 (0.3690)	<.0001	-1.6542 (0.2901)	<.0001
Fraction of Welfare Budget (%)	0.2428 (0.1533)	0.1135	0.2145 (0.1613)	0.1838	0.0040 (0.1269)	<.0001
Amount of Local Tax per Capita (100,000 Won)	-0.7312 (0.3428)	0.0331	-0.6259 (0.3598)	0.0822	-0.6975 (0.2827)	0.0138
# of Regions / # of Years	193/10		181/10		181/10	
Fixed Effect F-test	3.91	<.0001	3.95	<.0001	6.74	<.0001

Note: Standard errors in parentheses.

는 확실하지 않다. 두 가지 가설의 제시하면 다음과 같다. 첫째, 유배우 출산율에는 긍정적인 지자체 수준의 지출이 무배우 인구의 결혼결정에 긍정적인일 수 있는 지출을 구축했을 가능성이 있다. 둘째, 시군구별 유배우 출산율과 무배우 여성들의 관찰할 수 없는 특성(예컨대 결혼에 대한 태도)이 상관되어 있을 가능성이 있다.

다음과 같은 두 가지 사항을 추가적으로 고려한 강건성 검증을 수행하였고 그 결과를 <Table 4>에 제시하였다. 우선 어떤 정책이나 사회경제적 여건의 변화가 실제의 출산율이나 혼인을 변화로 나타나는 데는 시간이 소요된다. 이러한 시차를 고려하기 위해 독립변수를 직전 연도의 값으로 부여한 회귀분석을 수행하였다(<Table 4> 제1열). 이 회귀분석에서는 2004년이 제외되고 2005년부터 2014년의 시군구별 유배우 출산율의 상관요인을 분석하였다. 둘째, 주택가격은 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 모두 영향을 미칠 수 있는 요인이다. 주택가격의 상승은 결혼과 출산의 비용을 높임으로서 무배우 혼인율과 유배우 출산율에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 반면 주택 소유자들의 경우 주택가격의 상승으로 인한 자산효과(wealth effect)가 발생할 수 있다. 분석기간 동안 주택가격 지수는 도시지역을 중심으로 한 일부 시군구에 대해서만 얻을 수 있다. 따라서 이 변수를 포함한 회귀분석은 99개 시군구 표본에 대해서만 수행할 수 있었다(<Table 4> 제2열). 주택가격 역시 시차를 두고 출산과 혼인에 영향을 미칠 가능성이 높기 때문에 이 변수를 포함하면서 이전 연도 값을 이용한 별도의 회귀분석을 수행하였다(<Table 4> 제3열).

시차를 고려한 회귀분석의 결과는 <Table 3>의 제1열에 제시된 기본 회귀분석의 결과와 매우 유사하다. 유배우 출산율의 경우 모든 독립변수의 추정계수가 유의한 양수인데 반해 무배우 혼인율의 경우 복지예산을 제외한 나머지 변수들의 계수가 유의한 음수이다. 표본을 제약하고 주택가격 지수를 추가한 회귀분석의 결과도 질적으로 기본 회귀분석의 결과와 유사하다. 주택가격 지수의 영향은 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 대해 상반되게 나타난다. 즉 주택가격이 상승할 때 유배우 출산율은 유의하게 높아지지만 무배우 혼인율은 유의하게 낮아지는 것으로 추정되었다. 이 결과는 시차를 고려하여 독립변수들에 이전 연도 값을 부여하는 경우에도 달라지지 않는다.

이상의 결과는 각 시군구별 특성의 인과적 효과를 보여주는 것이 아닐 수 있으며 추정된 계수도 정확하다고 주장하기 어렵다. 그럼에도 불구하고 분석에서 고려된 변수들이 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 매우 다른 효과를 미쳤다는 것은 분명해 보인다. 출산장려정책과 관련된 변수들은 유배우 출산율을 높이는 효과를 보였지만 무배우 출산율에는 부정적인 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 주택가격지수의 상승은 유배우 출산율을 높인 반면 무배우 혼인율은 낮춘 요인으로 작용하였다.

〈Table 4〉 Result of Panel Fixed-Effect Model Estimations regarding Determinants of
Total Fertility Rate of Married Couple and Marriage Rate of the Unmarried,
2004-2014: Using Lagged Variables and Adding House Price Index

A. Total Fertility Rate of Married Couple

Variables	(1) Using Lagged Variables		(2) Adding House Price Index		(3) Both	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
Constant	213.5136 (19.9937)	<.0001	15.8917 (15.2208)	0.2968	164.1711 (19.4168)	<.0001
Childbirth Grant (100,000 Won)	4.3423 (0.7604)	<.0001	6.8486 (0.9955)	<.0001	6.7009 (1.2612)	<.0001
# of Child Care Facilities (per 1000 People)	1.9315 (0.5099)	0.0002	3.5705 (0.5353)	<.0001	1.4748 (0.6852)	0.0318
Fraction of Welfare Budget (%)	2.3766 (0.2635)	<.0001	1.1600 (0.1923)	<.0001	1.5898 (0.3170)	<.0001
Amount of Local Tax per Capita (100,000 Won)	1.4085 (0.3642)	0.0001	2.4864 (0.5773)	<.0001	1.1305 (0.4073)	0.0057
House Price Index			1.4623 (0.1407)	<.0001	0.4665 (0.1821)	0.0107
# of Regions / # of Years	193/9		99/10		99/9	
Fixed Effect F-test	5.01	<.0001	8.27	<.0001	4.76	<.0001

B. Marriage Rate of Single Persons

Variables	(1) Using Lagged Variables		(2) Adding House Price Index		(3) Both	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
Constant	107.2351 (9.0009)	<.0001	132.0111 (4.3392)	<.0001	116.9073 (4.6884)	<.0001
Childbirth Grant (100,000 Won)	-1.2139 (0.3423)	0.0004	-0.2812 (0.2838)	0.3221	-0.2844 (0.3045)	0.3508
# of Child Care Facilities (per 1000 People)	-0.6096 (0.2296)	0.0080	-0.8330 (0.1526)	<.0001	-0.4426 (0.1654)	0.0077
Fraction of Welfare Budget (%)	0.0631 (0.1186)	0.5946	0.0030 (0.0548)	0.9561	0.1536 (0.0765)	0.0452
Amount of Local Tax per Capita (100,000 Won)	-0.3373 (0.1640)	0.0399	-0.0169 (0.0401)	0.0198	-0.0142 (0.0983)	0.8853
House Price Index			-0.0937 (0.0401)	0.0198	-0.0853 (0.0440)	0.0529
# of Regions / # of Years	193/9		99/10		99/9	
Fixed Effect F-test	4.92	<.0001	15.76	<.0001	14.43	<.0001

Note: Standard errors in parentheses.

이 결과는 다음의 두 가지 추론을 가능하게 한다. 첫째, 현재로서는 직접적인 증거를 제시할 수 없지만 2000년대 중반 이후 보육지원 및 출산장려와 관련된 정부의 정책이 유배우 출산율을 높인 요인 가운데 하나일 수 있다. 주지하듯이 지난 10여 년 동안 정부의 저출산 대책의 초점은 출산·양육·보육 지원 등 결혼한 가족의 출산장려에 맞추어져 왔다.¹⁴⁾ 회귀분석에 포함된 출산·양육·보육과 관련된 지자체별 정책이 긍정적인 효과를 거두었다면 유사한 목표와 수단을 가진 중앙정부의 정책도 비슷한 효과를 얻었을 가능성이 높다. 둘째, 결혼한 부부의 출산 결정과 미혼자들의 결혼 결정은 상이한 요인에 의해 영향을 받는 것으로 보인다. 이 경우 유배우 출산율을 높이는 정책이 효과적이었더라도 결혼의 감소에 의해 유배우 비율이 떨어지는 현상이 나타날 수 있다.

VIII. 결론과 정책적인 함의

이 연구의 결과는 정부의 출산장려정책이 본격적으로 시행된 2005년 이후 10여 년 동안 우리나라의 유배우 출산율이 매우 가파르게 증가했다는 것을 보여준다. 이 기간 유배우 출산율 증가는 고학력 여성과 저학력 여성 모두에게서 관찰된다. 이와 같은 유배우 출산율의 증가는 여성인구 유배우 비율의 빠른 감소에 의해 상당부분 상쇄되었다. 그 결과로 2005년 이후 합계출산율은 소폭 증가하다가 최근 다시 감소하였다. 만약 2005년부터 2012년까지 유배우 여성 비율이 낮아지지 않았다면 2012년의 합계출산율은 2005년보다 0.44 높은 1.52까지 높아졌을 것으로 추정된다.

시군구별 데이터를 이용한 패널고정효과모형 분석결과는 정책적·사회경제적 특성이 유배우 출산율과 무배우 혼인율에 매우 상이한 영향을 미친다는 것을 보여준다. 시군구별 출산장려금, 아동인구 대비 보육시설의 수 등 출산장려정책과 관련된 변수들은 유배우 출산율에는 유의하게 긍정적인 영향을 미친 반면 무배우 혼인율과는 음의 상관관계를 보였다. 거주 시군구의 복지예산비율과 인구 대비 지방세액도

14) 제1차 계획의 경우 저출산 대책 예산의 76.2%가 보육지원에, 19.7%가 출산·양육 돌봄에, 5.1%가 일·생활 균형 지원에 지출되었다. 일·생활 균형지원을 제외해도 95% 이상의 예산이 출산·양육·보육에 쓰였던 것이다. 제2차 계획에서도 출산·양육·보육 예산이 약 89%를 차지하였고, 일·생활균형 지원에 5.9%, 고용주거에 5.1%가 지출되었다. 제3차 기본계획이 수립되면서 고용 및 주거에 대한 재정지원이 확대되었지만 저출산 예산의 4분의 3이 여전히 출산·양육·보육 지원에 배정되고 있다.

유배우 출산율에만 유의하게 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시군구별 주택가격지수의 상승은 그 지역의 유배우 출산율은 높이는 반면 무배우 혼인율은 낮추는 것으로 추정되었다. 이 결과는 유배우 출산율과 무배우 혼인율을 결정하는 요인이 다를 수 있다는 것을 강하게 시사한다.

이상의 결과는 지난 10여 년 동안의 출산장려정책이 완전히 실패했다는 일반적인 견해에 대해 의문을 제기한다. 기존 대책이 초점을 맞추었던 유배우 출산율은 크게 증가하여 합계출산율이 증가하거나 적어도 더 떨어지지 않게 하는데 공헌하였다. 만약 2005년 이후 유배우 출산율이 전혀 증가하지 않았다면 유배우 여성 비율의 급격한 하락 때문에 2016년의 합계출산율은 2005년보다 0.35 더 낮은 0.73까지 떨어졌을 것으로 추정된다.

2005년 이후의 유배우 출산율 증가가 정부의 저출산 대책 덕분에 나타났다는 직접적인 증거는 없다. 중앙정부의 대책은 대부분 전국적으로 실시되었기 때문에 시군구별 회귀분석을 통하여 그 효과를 확인하기 어렵다. 그럼에도 불구하고 이 연구에서 수행한 회귀분석결과는 출산장려정책의 효과가 긍정적이었을 가능성을 보여준다. 대부분의 시군구는 2005년 이후 출산장려금을 도입하기 시작했고, 아동 천 명당 보육시설의 수도 2000년대를 통해 빠르게 증가하였다. 이 연구의 분석에는 주로 지방정부의 정책이 반영되어 있지만 이 시기 출산장려를 위한 지방자치단체의 노력은 저출산 문제에 대한 중앙정부의 관심 및 대응과 무관하지는 않았을 것으로 사료된다. 또한 지자체별 정책이 긍정적인 효과를 거두었다면 유사한 목표와 수단을 가진 중앙정부의 정책도 비슷한 효과를 얻었을 가능성이 높다.

물론 이상의 결과에 기초하여 정부 기존 저출산 대책이 성공했는지 여부를 결정하기는 어렵다. 지난 10여 년 동안의 유배우 출산율 증가가 실제로 정부정책에 기인한 것이라 하더라도 이것이 적절한 수준의 재원이 효율적으로 배분되었다는 것을 의미하지는 않는다. 더 나은 정책이 수립되어 효과적으로 추진되었다면 실제 나타난 것보다 더 높은 성과를 얻었을 수도 있을 것이다. 또한 유배우 비율의 하락이 장기적인 합계출산율 저하의 주된 원인임에도 불구하고 결혼한 부부의 출산율 제고에 초점을 둔 정책방안을 마련한 것도 “실패”로 평가될 수 있다. 그렇지만 실제로 수립되고 추진된 정책이 아무런 효과를 얻지 못했다는 비판은 사실이 아닐 가능성이 높다.

이 연구의 결과는 향후 저출산 대책의 방향에 대해 다음과 같은 시사점을 제공해

준다. 첫째, 초혼연령을 앞당기는 것을 정책의 주된 목표로 설정한 것은 (목표달성이 가능할지 혹은 정책의 수단이 적절한지는 논외로 하더라도) 매우 적절하다고 판단된다. 1991년 이후 우리나라의 합계출산율 저하의 주된 원인은 유배우 여성 비율의 감소였다. 유배우 여성 비율이 계속 감소할 경우 유배우 출산율이 합계출산율 혹은 출산아 수에 미치는 영향을 감소할 것이다. 따라서 유배우 여성 비율의 감소를 막고 더 나아가 증가세로 전환시키기 위한 노력은 장기적으로 출산율을 제고하는 데 매우 중요한 과제라고 할 수 있다.

둘째, 초혼연령을 앞당기는 것이 중요하다는 사실이 기존의 유배우 출산율 장려정책을 폐기해도 된다는 것을 의미하지는 않는다. 유배우 출산율의 증가는 그 동안 급격한 유배우 여성 비율의 감소에도 불구하고 합계출산율을 유지시켜 온 버팀목이었음을 기억할 필요가 있다. 25년 동안 유배우 여성 비율이 거의 일정한 추세로 떨어지고 있는 가운데 유배우 출산율까지 떨어진다면 우리나라의 출산율은 기존에 상상하지 못했던 낮은 수준으로 내려갈 수도 있다. 2012년 이후 더 높아지지 않고 등락을 거듭하고 있는 유배우 출산율은 2015년 이후 급격한 하락세를 보이고 있어서 이러한 우려를 뒷받침한다. 만약 기존의 출산장려정책을 폐기하고 그 재원으로 결혼을 장려하는 정책을 실시한다면 담장의 밑장을 빼어서 위로 올리는 하책이 될 수도 있다. 이를 피하기 위해서는 실제로 저출산 대응에 투입되는 예산이 더 늘어날 것이다.

셋째, 출산장려금이나 보육정책과 같은 명시적인 저출산 대책 이외에도 많은 정책들이 간접적으로 무배우 인구의 결혼과 유배우 인구의 출산에 영향을 미칠 수 있다는 점을 간과하지 말아야한다. 이 연구에서 수행한 회귀분석이 정확한 인과적 효과를 추정했다고 보기는 어렵지만 그 결과는 경제적 여건, 전반적인 사회복지지출의 규모, 주택가격 등이 무배우 혼인율과 유배우 출산율의 중요한 결정요인이라는 강하게 시사한다. 데이터의 한계로 인해 이 연구에서 고려하지 못했지만 양질의 일자리 부족, 자녀 교육의 어려움, 일·가정 양립 문제 등도 저출산의 매우 중요한 요인일 가능성이 높다. 이러한 정책들이 저출산 해소에 호의적이지 못한 방향으로 진행된다면 아무리 많은 재원을 출산과 직접적으로 관련되어 있는 것처럼 보이는 정책에 쏟아 붓는다고 해도 그 효과가 크게 상쇄될 가능성이 크다.

■ 참 고 문 헌

1. 관계부처합동, 『저출산·고령사회 기본계획 시안』, 관계부처합동, 2010.
(Translated in English) Relevant Ministries, *Plan for Ageing Society and Population*, Government of the Republic of Korea, 2010.
2. _____, 『제3차 저출산·고령사회 기본계획』, 관계부처합동, 2015.
(Translated in English) Relevant Ministries, *Plan for Ageing Society and Population, 2016-2020*, Government of the Republic of Korea, 2015.
3. 김정호·홍석철, “보육료 지원의 여성 노동공급 및 출산효과 분석,” 현진권 편, 『보육정책의 논쟁과 추진과제』, 한국경제연구원, 2013, pp.43-75.
(Translated in English) Kim, Jeong-ho and Sok Chul Hong, “The Effect of Childcare Grant on Female Labor Supply and Fertility,” in *Controversy and Challenges of Childcare Policy*, Ed. Hyun, Jin-kwon, Korea Economic Research Institute, 2013, pp.43-75.
4. 박창우·송헌재, “출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향,” 『응용경제』, 제16권 제1호, 2014, pp.119-146.
(Translated in English) Park, Chang Woo, and Heon Jae Song, “The Effect of Child Birth Grants on the Fertility: Evidence from South Korea,” *Applied Economics*, Vol. 16, No. 1, 2014, pp.119-146.
5. 이삼식 등, 『저출산 원인 및 종합대책 연구』, 한국보건사회연구원, 2006.
(Translated in English) Lee, Sam-sik, *Causes of Low Fertility and Policy Responses*, Korean Institute for Health and Social Affairs, 2006.
6. 서문희·이혜민, 『영유아 교육·보육 재정 증가 추이와 효과: 2004-2014』, 육아정책연구소, 2014.
(Translated in English) Suh, Moonhee, and Hyemin Lee, *The Increase in the Budget of and its Effect to Early Childhood Education and Care: 2004-2014*, Korean Institute of Child Care and Education, 2014.
7. 이삼식·최효진·정혜은, 『저출산정책 효과성 평가 연구』, 한국보건사회연구원, 2010.
(Translated in English) Lee, Sam-sik, Hyo-jin Choi, and Hye-eun Chung, *Evaluation on Effectiveness of Policies in Response to Low Fertility*, Korean Institute of Child Care and Education, 2010.
8. 이상협·이철희·홍석철, 『저출산 대책의 효과성 평가』, (연구보고서 2016-44-08), 세종: 한국보건사회연구원, 2016.
(Translated in English) Lee, Sang Hyup, Chulhee Lee, and Sok Chul Hong, *Impact Evaluation of Korea's Pro-natal Policies*, Korean Institute of Child Care and Education, 2016.
9. 이철희, “한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과,” 『한국인구학』, 제35권 제3호, 2012. pp.119-146.
(Translated in English) Lee, Chulhee, “A Decomposition of Decline in Total Fertility Rate in Korea: Effects of Changes in Marriage and Marital Fertility,” *The Korean Journal of Population Studies*, Vol. 35, No. 3, 2012, pp.119-146.

10. 홍석철, “영유아 보육료와 양육수당 지원 정책이 출산율에 미친 영향,” 이상협 · 이철희 · 홍석철 편, 『저출산 대책의 효과성 평가』, 한국보건사회연구원, 2016, pp.103-144.
(Translated in English) Hong, Sok Chul, “The Effect of Supports for Infant/Child Daycare Center Expenditure and Childcare Grant on Female Labor Supply and Fertility,” in *Impact Evaluation of Korea’s Pro-natal Policies*, Korean Institute of Child Care and Education, Ed. Lee, Sang Hyup, Lee, Chulhee, and Hong, Sok Chul, Korea Economic Research Institute, 2016, pp.103-144.
11. 홍정림, “보육비 지원 정책의 효과성 분석,” 『한국인구학』, 제36집 제4호, 2013, pp.95-118.
(Translated in English) Hong, Jeongrim, “The Analysis of the Effectiveness of Governmental Child-care Subsidies,” *The Korean Journal of Population Studies*, Vol. 36, No. 4, 2013, pp.95-118.
12. Björklund, A., “Does Family Policy Affect Fertility?” *Journal of Population Economics*, Vol. 19, No. 1, 2006, pp.3-24.
13. D’Addio, A. C., and M. M. D’Ercole, “Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies,” *OECD Social, Employment and Migration Working Paper 27*, 2005.
14. Drago, R., K. Sawyer, K. M. Shreffler, D. Warren, and M. Wooden, “Did Australia’s Baby Bonus Increase Fertility Intentions and Births?” *Population Research and Policy Review*, Vol. 30, No. 3, 2011, pp.381-397.
15. Gauthier, A. H., and J. Hatzius, “Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis,” *Population Studies*, Vol. 51, No. 3, 1997, pp.295-306.
16. Kalwij, A., “The Impact of Family Policy Expenditure on Fertility in Western Europe,” *Demography*, Vol. 47, No. 2, 2010, pp.503-519.
17. Milligan, K., “Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 3, 2005, pp.539-555.
18. Mörk, E., A. Sjögren, and H. Svaleryd, “Cheaper Child Care, More Children,” *IZA Discussion Paper 3942*, 2009.

Did Pro-natal Policy in Korea Fail?: A Decomposition of Fertility Change from 2000 to 2016*

Chulhee Lee**

Abstract

The result of decomposition analysis of the change in total fertility rate (TFR) suggests that marital fertility substantially increased during the last decade after the government started to implement pro-natal policy measures in 2005. The rise of marital fertility was offset by rapid decline in nuptiality (the fraction of women who are married). The results of panel fixed-effect model estimations based on county-level data show that local characteristics related to pro-natal policies (such as the allowance for newborn children and availability of child care facilities) promoted marital fertility, whereas they were negatively related to the marriage rates of single individuals. These results cast doubts on the general consensus that the pro-natal policies since 2005 entirely failed. The increase in marital fertility, the major aim of the government policies, contributed to keep TFR from plummeting to an extremely low level. Had marital fertility remained unchanged since 2005, TFR would have plunged to 0.73 by 2016 because of the sharp decline in nuptiality.

Key Words: low fertility, pro-natal policy, total fertility rate, nuptiality, marital fertility

JEL Classification: J1, N3

Received: March 22, 2018. Revised: May 28, 2018. Accepted: July 6, 2018.

* This article is based on Chapter 2 of a Korea Institute for Health and Social Affairs policy paper (Lee et al. 2016). The chapter has been fully revised based on newly-conducted analyses with updated data sets (including the 2011-2015 data on marriage and fertility by education and county as well as the nation-wide data for 2015 and 2016). I thank G. Yoo for his excellent research assistance and the Center for Distributive Justice at the SNU Institute of Economic Research for financial support for my additional research.

** Professor of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6396, e-mail: chullee@snu.ac.kr